FINAL REPORT OF THE NATIONAL TESTING SURVEY CONDUCTED BY THE UREA FORMALDEHYDE FOAM INSULATION INFORMATION AND COORDINATION CENTRE (UFFI-ICC)

Prepared by: UFFI Centre
Date: September 1983

Summary:

Final Report of the National Testing Survey
Conducted by the Urea Formaldehyde Foam Insulation
Information and Coordination Centre

Consumer and Corporate Affairs Canada, through the UFFI Centre, initiated a National Testing Survey (NTS) in September 1981, to evaluate the extent and the seriousness of the problems associated with the installation of urea formaldehyde foam insulation in Canadian homes. Using Canadian Home Insulation Program (CHIP) files to select participants, 3,202 telephone interviews were made and data were collected in 2,311 homes. From the telephone survey, it was estimated that 26,456 $\pm$ 952 homes in Canada received a CHIP grant for the installation of UFFI, and an additional 76,100 $\pm$ 20,300 homeowners received a CHIP grant for the installation of other insulating materials but also had UFFI installed in their homes. Formaldehyde testing was conducted during October 1981, by a consortium which included: Atlantic Analytical Ltd., Beak Analytical Services Ltd., Concord Scientific Corp., Enviroclean Ltd., Geortec Ltd., B.H. Levelton and Associates Ltd., McLaren Plan Search Ltd., Proctor and Redfern Ltd., Scanada Consultants Ltd., Technitrol Canada Ltd., and Warnock-Hersey Ltd.. The average indoor formaldehyde level, as measured using a modified NIOSH technique, was 0.054 ppm in homes containing UFFI compared to 0.036 ppm in non-UFFI homes. The statistical analysis, conducted by MacKay and Young Consultants Ltd., revealed no specific or significant dose-response relationship between health effects and formaldehyde levels but there was some indication of a possible relationship between exposure duration and symptomology. The complete analysis of all data and information is presented in the Final Report.

For further information, please contact the UFFI Centre, Place du Centre, 4th Floor, 200 Promenade du Portage, Hull, Quebec, K1A 0C9, or call 1-800-567-6870; in British Columbia: 112-800-567-6870; in Ottawa/Hull: 994-0155.

TABLE OF CONTENTS

		PAGE
	EXECUTIVE SUMMARY	i
	LIST OF TABLES	1
	LIST OF FIGURES	3
1.0	INTRODUCTION	4
2.0	METHODOLOGY	5
2.1	Telephone Survey and Selection of CHIP Test Homes	5
2.2	Selection of Non-UFFI (Control) Homes	6
2.3	Formaldehyde Measurement	6
2.4	Moisture Content of Wood Framing and Water Vapour Content of Cavity	7
2.5	Fungal Tests	7
2.6	Weather Data	7
2.7	Statistical Analysis	7
2.8	Other Methods	8
2.9	Quality Assurance/Quality Control (QA/QC)	9
3.0	PROBLEMS	10
4.0	RESULTS	11
4.1	Analysis of the UFFI Telephone Survey	11
4.2	Analysis of the National Testing Survey	16
4.2.1	Summary of Results	16
4.2.2	Relating Formaldehyde Levels to Other Factors	27
4.2.2.1	Homes with UFFI between Brick and Sheathing	31
4.2.2.2	Homes with UFFI in Stud Spaces	34
4.2.2.3	Homes with UFFI between Brick Walls	36
4.2.3	Supplementary Analysis of NIOSH/Draeger Ratios	37
4.2.4	Miscellaneous Analyses	38
4.2.5	Health Symptoms	39
4.2.6	Passive Devices versus Active Formaldehyde Measurements	48
4.2.7	Preliminary UFFI Program Development	48

(Cont'd) TABLE OF CONTENTS

		PAGE
4.3	Results of Quality Assurance/Quality Control	52
4.3.1	Summary of Field and Laboratory Audits	52
4.3.2	Replicate Sampling	53
4.3.3	Laboratory Inspections	56
4.3.4	Summary of Collaborative Test Results	56
4.3.5	Duplicate Sample Analysis	58
4.3.6	Overall Error Analysis	60
4.3.7	Assessment of Field and Laboratory Data Sheets	64
5.0	SUMMARY	65
5.1	Summary of Telephone Survey	65
5.2	Summary of the National Testing Survey	65
5.2.1	Analysis by Province	65
5.2.2	Study of Relationships	66
5.2.3	Relationships Between Formaldehyde Measurement and Manufacturer	67
5.2.4	Health Problems	67
5.3	Summary of QA/QC	68
6.0	LIST OF ANNEXES	70

FINAL REPORT OF THE NATIONAL TESTING SURVEY - EXECUTIVE SUMMARY

Although attempts were made to randomize the selection of respondents for the National Telephone Survey and participants in the National Testing Survey, the selection method finally used was one of quota sampling. Care must be taken in the extrapolation of survey and test data, and estimates presented herein should be viewed with this in mind, since data evaluation was performed as if complete randomness had been achieved. Therefore, all true confidence limits for estimates should be considered to be "at least as large" as those given.

Canadian Home Insulation Program (CHIP) files (as of March 1, 1981) were divided into two groups for analysis - the Control File and the Rigid Insulation In Wall (RIIW) File. The estimated number of UFFI homes in Canada from the Control File is presented in Table I. Due to sample size and distribution, estimates could only be made for Ontario, Quebec, a combined figure for the rest of Canada, and a total for Canada as a whole. Estimates for UFFI homes from the RIIW File are presented in Table II.

These two files were assessed independently in a less-than-random manner and, therefore, the totals cannot be combined to give an accurate estimate of all homes in Canada containing UFFI. Since the estimate for the Control File is based on the larger of the two files (851,187 vs. 50,770), this value is considered to be the best value from this study to represent the number of homes in Canada with UFFI. Although CHIP files do not include Nova Scotia and P.E.I., the total number of homes in these two provinces is small (less than 3,000) and would be absorbed in the confidence limits for all estimates.

Homes tested during the National Testing Survey are summarized in Table III. The total number of homes tested was 2,311. Tables IV and V summarize formaldehyde levels by province and by selection category, respectively. The average formaldehyde level in UFFI homes was 0.054 ppm and in non-UFFI homes was 0.036 ppm. Average measurements for these two groups varied greatly between provinces and it should noted that, in Manitoba, a greater proportion of non-UFFI homes had formaldehyde levels exceeding 0.1 ppm than UFFI homes.

Formaldehyde measurements seemed to correlate with a number of factors. Room air formaldehyde levels varied with levels within the insulated wall itself. The level within the walls varied with the age of the UFFI and with the level of water vapour within the wall. Also, the average room air formaldehyde level seemed to differ according to the location of the UFFI in the wall and/or the type of construction (masonry vs. wood frame) (Table VI).

Quality Assurance/Quality Control evaluation showed that overall variation of measurements was greater than anticipated. Table VII summarizes the overall variability of measurements determined by site visits, examination of equipment and staff of the various laboratories, and evaluation of results from analyzing spiked samples and samples split between the laboratories. As the concentration to be measured decreased, the uncertainty of measurement increased. The primary causes of this increased uncertainty of results appeared to be:

a) variability of equipment between laboratories. The selection of equipment was at least partially determined by availability and cost;

b) the analytical method. A method more sensitive than the NIOSH (National Institute of Occupational Safety and Health - U.S.A.) chromotropic acid method would be preferable;

c) short project lead time. Since the NTS had to be implemented as quickly as possible, it resulted in a less than adequate training period for personnel and laboratory QC development.

TABLE I: Estimated number of homes with UFFI in the control file.

Province	# of homes surveyed	Proportion of homes surveyed with UFFI [a]	Estimated number of homes with UFFI	Confidence limits
Ontario	224	.0492	23,600	± 13,600
Quebec	216	.1435	15,900	± 5,200
Other	108	.0648	16,900	± 12,100
*Canada	548	.0894	76,100	± 20,300

a - calculated from data in Table 3 of the Final Report.

TABLE II: The estimated number of homes with UFFI in the rigid wall file.

Province	Estimated number of homes with UFFI	Confidence limits
Alberta	514	±128
British Columbia	1,640	±218
Manitoba	3,275	±265
New Brunswick	4,285	±287
Newfoundland	473	±112
Ontario	14,217	±697
Quebec	3,654	±351
Saskatchewan	734	±161
*Canada	26,456	±952

TABLE III: Number of homes tested per province by selection category.

Province	Control homes	Priority homes	Homes from UFFI-ICC files	Homes from CHIP files	Homes retested
British Columbia	27	14	81	44	-
Alberta	7	-	12	25	-
Saskatchewan	9	-	5	34	-
Manitoba	22	-	14	94	-
Ontario	140	37	147	541	-
Quebec	132	37	323	237	-
New Brunswick	18	5	3	53	78
Nova Scotia	17	-	83	-	-
P.E.I.	2	-	11	-	-
Newfoundland	9	-	12	34	-
*Canada	383	93	691	1066	78 = 2311

* The value for Canada does not equal the sum of the provincial figures since the values represent estimates based on proportions and not actual values. For a more detailed explanation, see the Final Report, page 13.

TABLE IV: A summary of formaldehyde levels in UFFI versus non-UFFI homes.

	UFFI HOMES			CONTROL HOMES	
Province	Average room air level (ppm)[a]	% homes with level over 0.1 ppm	Average wall cavity level (ppm)[b]	Average room air level (ppm)[a]	% homes with level over 0.1 ppm
Nfld.	0.060	13	3.27	0.033	-
P.E.I.	0.045	-	1.31	0.030	-
N.S.	0.076	18	2.27	0.052	6.0
N.B.	0.061	14	2.71	0.038	-
Que.	0.039	6	1.74	0.026	1.5
Ont.	0.067	16	2.23	0.044	5.0
Man.	0.040	2.8	2.91	0.035	4.5
Sask.	0.039	-	2.56	0.034	-
Alta.	0.052	5.6	2.28	0.029	-
B.C.	0.039	1.4	3.07	0.031	-
Canada	0.054	10.3	2.25	0.036	2.85

[a]Measured by revised NIOSH method.

[b]Measured with Draeger formaldehyde detector tube 0.5/a.

TABLE V: A summary of formaldehyde levels according to home selection criteria.

Selection Criteria	Number of homes	Average indoor level (ppm)[a]	% over 0.1 ppm	Average maximum indoor level (ppm)[b]	% over 0.1 ppm	Average outdoor level (ppm)
Priority	93	0.119[c]	46.2	0.145	52.7	0.007
UFFI-ICC files	690	0.044[c]	6.2	0.051	9.1	0.008
CHIP files	1063	0.054[c]	9.9	0.064	15.1	0.009
N.B. retest	78	0.060	10.3	0.072	21.8	0.014
Control (CHIP files)	383	0.036	2.9	0.044	5.2	0.007

[a] Calculated by averaging the average formaldehyde level per house for all the homes in a selection category.

[b] Calculated by averaging the maximum formaldehyde level per house for all the homes in a selection category.

[c] Significantly different from control homes.

TABLE VI: Formaldehyde levels according to UFFI installation location.

Class	NIOSH average (ppm)	DRAEGER average (ppm)
UFFI between brick and sheathing	0.043 (560)	1.45
UFFI in stud space	0.061(1086)	2.64
UFFI between brick walls	0.050 (162)	2.87

TABLE VII: Overall uncertainty of results.

Reported concentration	CV_T	Absolute uncertainty	% Uncertainty
0.20 ppm	0.20	$\pm$ 0.066	33
0.15	0.21	$\pm$ 0.052	34
0.10	0.23	$\pm$ 0.038	38
0.08	0.26	$\pm$ 0.034	43
0.06	0.29	$\pm$ 0.029	48
0.05	0.32	$\pm$ 0.027	54
0.04	0.38	$\pm$ 0.025	63
0.03	0.43	$\pm$ 0.021	70
0.02	0.55	$\pm$ 0.018	90
0.01	0.77	$\pm$ 0.013	130

LIST OF TABLES

		PAGE
1.	Number of homes for which data are available by province.	12
2.	The estimated number of homes with UFFI in the rigid wall file.	12
3.	Summary of homes in the control file by province.	13
4.	Estimated number of homes in the control file with UFFI.	13
5.	The percentage of UFFI homes who were unwilling to be tested.	14
6.	Of those homes with UFFI, the percentages reporting medical problems by year of application.	14
7.	Of those homes with UFFI in the control file, the percentage reporting medical problems by year of application.	14
8.	The percentage of homeowners not willing to be tested by reported medical problems.	15
9.	Percentage of homeowners from RIIW file unwilling to be tested, including those who cancelled during the testing program.	15
10.	Data errors in the National Testing Survey.	16
11.	Number of homes tested per province by selection category.	17
12.	Description of vertical scale for Figures 1, 2, 3, 4.	18
13.	Effect on overall results of formaldehyde levels which were below the limit of detection of the test procedures.	19
14.	A summary of formaldehyde levels in UFFI versus non-UFFI homes.	20
15.	A summary of formaldehyde levels according to home selection criteria.	20
16.	Statistical analysis of average indoor formaldehyde levels of the various categories of test homes.	21

LIST OF TABLES (continued)

		PAGE
17.	Formaldehyde levels according to UFFI installation location.	27
18.	List and description of variables used in analysis of NTS data.	28
19.	Factors significant in the analysis of NIOSH versus all other factors for homes with UFFI between brick and sheathing.	31
20.	Coefficients of significant factors in the analysis of Draeger levels in homes with UFFI between brick and sheathing.	32
21.	Coefficients of significant factors in the analysis of NIOSH levels in homes with UFFI in stud spaces.	34
22.	Coefficients of significant factors in the analysis of Draeger levels in homes with UFFI in stud spaces.	36
23.	Summary of NIOSH/Draeger ratios.	37
24.	Distribution of homes with various ratios of NIOSH/Draeger according to location of UFFI.	38
25.	Percentage of residents with health symptoms classified by average NIOSH class and smoking.	45
26.	Percentage of residents with health symptoms classified by average NIOSH measurement and working inside and outside the home.	46
27.	Percentage of residents with health symptoms classified by average fungal counts and working inside and outside the home.	47
28.	Scope of work classification criteria.	50
29.	Distribution (%) of UFFI-ICC file homes according to scope of work classification.	51
30.	Distribution (%) of CHIP file homes according to scope of work classification.	51
31.	Replicate sampling results.	55
32.	t-Test results: Collaborative test data - split samples, comparison with CSC.	59
33.	Overall uncertainty of results.	62

LIST OF FIGURES

		PAGE
1.	Histogram depicting distribution of average NIOSH-measured formaldehyde levels in homes containing UFFI.	22
2.	Histogram depicting distribution of maximum NIOSH-measured formaldehyde levels in homes containing UFFI.	23
3.	Histogram depicting the distribution of average wall cavity measurements in homes containing UFFI.	24
4.	Histogram depicting the distribution of maximum wall cavity measurements in homes containing UFFI.	25
5.	Histogram depicting the distribution of indoor formaldehyde levels against the percentage of homes with at least one Draeger tube reading indicating UFFI of class E.	26
6.	Plot of predicted versus actual NIOSH levels (ppm) for homes with UFFI between brick walls.	33
7.	Plot of predicted versus actual NIOSH levels (ppm) for homes with UFFI in stud spaces.	35
8.	Plot of average NIOSH level versus average Draeger level by cavity type.	40
9.	Plot of average Draeger level versus UFFI age by cavity type.	41
10.	Plot of average Draeger level versus average water vapour level by cavity type.	42
11.	Plot of average Draeger level versus average wood moisture level by cavity type.	43
12.	Comparative performance of LBL passive monitors, DuPont passive dosimeters and Oak Ridge active formaldehyde measurements.	49
13.	CV_A versus concentration for collaborative test results.	63

1.0 INTRODUCTION

Urea formaldehyde foam insulation (UFFI) was used since the early 1960's in Canada, primarily for commercial and industrial purposes. In 1977, the Canada Mortgage and Housing Corporation (CMHC) accepted UFFI as a residential insulant following the establishment of a standard for the product by the Canadian General Standards Board (CGSB). It was restricted to use above ground, in empty, vertical wall cavities of homes in which vapours released during the drying process could pass to the outside. Installation of the foam into sites contrary to those suggested by CGSB and CMHC and the apparent sensitivity of many occupants to formaldehyde gas, which is released during and subsequent to the curing process, resulted in the material being banned in December 1980. In April 1981, a National Health and Welfare Expert Advisory Committee on UFFI concluded that the ban should be continued and in June 1981, Consumer and Corporate Affairs Canada was designated to coordinate the activities of all government agencies in regard to the UFFI problem. On June 15, 1981, the UFFI Information and Coordination Centre (UFFI-ICC) was established to provide information to the public, coordinate efforts with the provinces and to administer a National Testing Survey (NTS). The purpose of the NTS was to determine the magnitude of the UFFI problem in Canada. This was achieved by evaluating telephone survey data and formaldehyde levels in the wall cavities and living spaces of both UFFI and non-UFFI homes.

2.0 METHODOLOGY

Four categories of homes were designated for inclusion in the NTS:

a. UFFI homes in which individuals had reported serious health problems or where individuals had moved out of the house (approx. 100);

b. other UFFI homes selected from UFFI-ICC and provincial records (approx. 700);

c. UFFI homes selected from Canadian Home Insulation Program (CHIP) files (approx. 1,200);

d. non-UFFI homes (control homes) selected from CHIP files (approx. 400).

Test homes were set up to permit a ratio of control:UFFI homes of 1:5.

2.1 Telephone Survey and Selection of CHIP Test Homes

The CHIP files do not specify the use of UFFI, but only the use of rigid insulation in walls (RIIW file) which also includes polystyrene, polyurethane, etc. In order to obtain the required number of homes from this file for the NTS and to ascertain the extent of the UFFI problem nationwide, a telephone survey was initiated.

From the 50,770 homes listed in the RIIW file as of March 1, 1981, 8,000 homes were selected at random and ordered according to postal code. Of this list of 8,000, every 33rd home was flagged and subsequently used as a core for the selection of 5 homes from each locality. Starting at a flagged homeowner, contact was made with each adjacent household and survey questions answered. Once 5 were located which were eligible (contained UFFI) and would permit testing, selection of homes for contact was re-initiated at the next flagged homeowner.

Over 3,000 homeowners were surveyed and approximately 240 sets of 5 households with UFFI were selected for testing in this way. Prince Edward Island and Nova Scotia were not included in the CHIP program. As a result, 10 UFFI homes in P.E.I. and 84 in N.S. were selected from ACTS (Across Canada Telephone Service) files, provincial reports and foam installers' files. The number of houses to be tested in these provinces was determined based on estimated actual numbers of homes with UFFI installed, number of telephone calls received and population.

2.2 Selection of Non-UFFI (Control) Homes

A group of 8,000 homes was selected at random from the complete CHIP file (901,957 homes as of March 1, 1981). Those also in the RIIW file were eliminated from the list and the remaining 7,535 homes were arranged according to postal code. The home located closest to a group of 5 UFFI test homes was contacted and requested to participate in the NTS as a control home. In some instances, homes from the control file had UFFI and some of these were included for testing as a UFFI home. In some cases, homes from the RIIW file not containing UFFI were solicited as control homes. For P.E.I. and N.S., Home Insulation Program (HIP) files were used to select control homes in as close proximity as possible to UFFI test homes.

In several cases, withdrawal of cooperation by the homeowner occurred and, where possible, replacements were selected either in the same geographic location as the cancellation or in regions to be tested within the following few days. Last minute cancellations prevented testing of replacement homes in the same locality in many instances.

2.3 Formaldehyde Measurement

The method used for testing room air was the chromotropic acid method according to U.S. National Institute for Occupational Safety and Health (NIOSH), and further modified by Lawrence Berkeley Laboratory, United States, the National Research Council (NRC) of Canada and Concord Scientific Corporation, Canada. The exact procedure is presented in Annex I.

In order to have a more standardized condition for formaldehyde measurement, homeowners were requested to perform an 18-hour close-up procedure which is also included in Annex I.

Outdoor air was sampled for formaldehyde near each home undergoing testing. The modified NIOSH method was used. Outdoor samples were generally collected up-wind from the house at a distance of at least 3 metres and at the level of the main floor (see Annex I).

Wall cavity measurements were taken using the Draeger 0.5/a formaldehyde detector tube. The exact protocol for its use is included in Annex I. During the testing, field personnel were requested to complete a questionnaire by interviewing the occupants of the house. The questionnaire is presented in Annex I and information from it was transferred to computer for inclusion in the NTS analysis.

2.4 Moisture Content of Wood Framing and Water Vapour Content of Cavity

Since the rate of UFFI breakdown is increased by moisture, moisture measurements were made in the sill plate and vapour measurements were made in all wall cavities tested for formaldehyde. The procedures are presented in Annex I.

2.5 Fungal Tests

Samples of fungal spores were collected in order to ascertain whether or not certain health symptoms were related to fungi present in the home. The protocol for this procedure is included in Annex I. Since increased moisture content (which permits fungal growth) was not necessarily caused by the UFFI, and proper analysis of fungal spores required an unacceptably long period of time, the testing and evaluation was limited. Results of the limited survey are included in the final analysis.

2.6 Weather Data

In order to determine the overall influence of temperature, humidity and wind on formaldehyde levels, measurements of these parameters were recorded at the time of testing. Precise protocols are presented in Annex I.

2.7 Statistical Analysis

The analysis of all data was performed by Mackay and Young Consulting, Kitchener, Ontario. The following factors were measured against each other to form a basis for preparing the analysis:

a. NIOSH measurements versus weather data;

b. NIOSH measurements versus location of UFFI (in stud space, between brick and sheathing, between 2 brick walls);

c. NIOSH measurements versus internal wall structure and condition;

d. NIOSH measurements versus Draeger measurements;

e. NIOSH/Draeger ratio versus other factors;

f. Draeger measurements versus internal wall structure and condition;

g. Health problems versus NIOSH measurements;

h. Health problems versus fungal counts.

The questions concerning correlations were addressed, using multiple regression methods. It is almost impossible to interpret complicated relationships by looking at the variables two at a time. Instead, the relationships were examined, using blocks of related variables.

Briefly, a regression model takes the following form:

$$y = B_0 + B_1X_1 + \ldots + B_kX_k + e$$

where y: dependent variable such as the average NIOSH reading in a home. The object of the analysis is to study the relationship between this variable and the explanatory variables $X_1,\ldots,X_k$.

$(X_{1,\ldots,k})$: explanatory variables such as temperature, house type, and so on.

B_i: regression coefficient which measures the strength of the linear relationship between the explanatory variable X_i and the dependent variable. A value $B_i = 0$ corresponds to no such relationship. This coefficient is much easier to interpret than the correlation coefficient, in that it represents the average increase in y when X_i is increased by 1 unit and all other explanatory variables are held fixed.

e: residual term to account for variation in the dependent variable not explained by $X_1,\ldots,X_k$. Examination of the estimated residuals leads to some indication of the adequacy of the model.

The analysis of such a model is to estimate the regression coefficients and to test if they are significantly different from 0.

2.8 Other Methods

Retesting of room air in approximately 80 homes in New Brunswick was necessary when initial tests were performed for 60 minutes instead of the required 120 minutes. Retests were performed using the Oak Ridge National Laboratory active system (employing a molecular seive instead of a liquid impinger) and samples were analysed by the pararosaniline method. The procedures were used, not because the NIOSH technique was inadequate, but to evaluate the performance of alternative methods. The protocols for the Oak Ridge sampling method and pararosaniline analysis are precisely outlined in Annex II.

2.9 Quality Assurance/Quality Control (QA/QC)

A quality assurance program was conducted by Concord Scientific Corporation during the National Testing Survey. This program included supervision of the internal quality control procedures of the members of the testing consortium. These procedures were based on the Technical Procedures Manual and QA/QC Specifications developed for the National Survey. These QA/QC Specifications will be found in Annex I.

In this QA/QC program, particular attention was paid to the measurement of indoor and outdoor levels of formaldehyde. All major potential sources of random and systematic error were examined by:

a. duplicate sampling of 10% of all samples taken by each field team in the consortium to determine the repeatability of the measurements;

b. duplicate analysis by a second laboratory on split samples of approximately 1% of the air measurements, in order to evaluate variations on a day-to-day laboratory analysis;

c. replicate sampling on a side-by-side basis of 60 readings taken from 20 homes, in order to evaluate the reproducibility in the measurements;

d. supplying each laboratory with blind samples containing known concentrations of formaldehyde, at regular intervals, in order to check the accuracy of their analytical procedures.

The results of the QA program allowed the sources of error to be identified and their magnitude to be estimated. On this basis, poor data were identified and corrective field and laboratory actions initiated. In those cases where test results were outside the limits of acceptability based on the QA/QC protocols, the results were not included in this report.

3.0 PROBLEMS

To enable statistical analysis and extrapolation of the NTS data, the selection of homes used in the analysis had to be in a random fashion. The initial procedure for the selection of homes from the CHIP files fulfilled this requirement. Complications occurred when flagged homeowners refused cooperation or cancelled at a later date. Also, the subsequent procedure of phoning neighbouring households until 5 cooperative test homes could be located in each locality is a form of quota sampling, which is not random in nature. Therefore, the resulting analysis based on the data collected must be viewed with this in mind.

The problem of cancellations and unwillingness to cooperate led to the possibility that the NTS would disproportionately represent homes where health symptoms had occurred. These homes would be more likely to cooperate and less likely to cancel testing. Subsequent analysis (Table 9) showed this trend to be so. Therefore, examination of the analysis of health data and formaldehyde levels must be reviewed appropriately.

Problems arose with the questionnaire used during the survey (Annex I). Ambiguity or misinterpretation necessitated the elimination of pertinent information from the analysis. For example, investigation disclosed that the presence or absence of a fresh air intake for the furnace was interpreted by many to mean an indoor, cold air return and subsequently the information was dropped from the analysis. Also, incompleted questionnaires returned to the UFFI-ICC had to be eliminated, thus reducing sample size.

A number of problems were encountered by and with field teams. The problems included:

- aldehyde results not taken;
- Draeger samples not identified on diagrams;
- not enough Draeger samples taken;
- incorrect use of Draeger tubes;
- NIOSH numbering on diagram different from NIOSH sheet;
- NIOSH samples not indicated on diagrams;
- wood moisture readings not taken;
- water vapour readings not taken;
- errors in calculations;
- no relative humidity, temperature taken indoors;
- no relative humidity, temperature taken outdoors;
- humidity readings taken incorrectly;
- equipment failures and malfunctions;
- sample bottle mix up;
- missing diagrams.

4.0 RESULTS

4.1 Analysis of the UFFI Telephone Survey

The telephone survey was set up to identify and select test homes for the NTS and to estimate the number of UFFI homes in Canada.

This report discusses the analysis of the data collected by the UFFI Information and Coordination Centre. The data were gathered by telephoning more than 3,000 households selected from records supplied by CHIP. For the complete analysis, see Annex III.

The households were divided in two groups: those which had received a CHIP grant for the installation of rigid wall insulation and those which had received a CHIP grant for some other purpose. It was hoped that most of the homes which had used UFFI would be in the first group.

The data collected by phone were coded onto marksense computer cards and sent to Waterloo to be processed and analyzed.

A total of 3,306 cards were received, with 2,695 corresponding to homes from the rigid wall file and 611 from the other group (hereafter referred to as the control group). Of the total, there were a number of replicate cards and other problem cards. Corrections were made, if possible (one card was deleted from a duplicate pair, for example). In 70 cases, correction was not possible and these cards were deleted from the analysis. A total of 2,654 households from the rigid wall file and 548 households from the control file were included in the final analysis.

Some of the cards were not completed in all fields and hence, some of the tables given below show missing values.

The homes telephoned (and responding) were selected by using the sampling system described on page 5. The statistical analysis and the estimation of confidence limits are based on the assumption that the selected homes constitute a random sample from the original files and therefore, must be interpreted with caution.

For all questions, the analysis is given for the data for each province and then in total for the entire country. For homes from the control file, there were insufficient data from all provinces, except Ontario and Quebec, to make any sensible conclusions.

TABLE 1: Number of homes for which data are available by province.

Province	Number of homes in rigid wall file analyzed	Number of homes in control file analyzed
Alberta	75	2
British Columbia	72	47
Manitoba	172	24
New Brunswick	186	16
Newfoundland	101	11
Ontario	1,090	224
Quebec	878	216
Saskatchewan	80	8
Canada	2,654	548

Where possible, 95% confidence limits are given for the estimated values.

To estimate the number of homes with UFFI in the rigid wall file, the proportion of homes with UFFI in the sample from a given province was calculated and multiplied by the total number of homes from that province in the file.

TABLE 2: The estimated number of homes with UFFI in the rigid wall file.

Province	Estimated number of homes with UFFI	Confidence limits
Alberta	514	$\pm$128
British Columbia	1,640	$\pm$218
Manitoba	3,275	$\pm$265
New Brunswick	4,285	$\pm$287
Newfoundland	473	$\pm$112
Ontario	14,217	$\pm$697
Quebec	3,654	$\pm$351
Saskatchewan	734	$\pm$161
* Canada	26,456	$\pm$952

Since the sample sizes from the control file are much smaller, it is impossible to estimate precisely the number of homes with UFFI. An extra complication is also added because the total number of homes from each province in the complete file must be estimated. This estimation was possible because there was a sample of 7,535 randomly chosen homes from the file of 851,187 homes in the complete file.

* **The value for Canada does not equal the sum of the provincial figures since the values represent estimates based on proportions and not actual values.**

TABLE 3: Summary of homes in the control file by province.

Province	Number of homes surveyed	Number of homes surveyed with UFFI	Estimated number of homes in complete file [a]
Alberta	2	0	59,413 ± 4,897
British Columbia	47	0	71,074 ± 5,317
Manitoba	24	1	42,559 ± 4,189
New Brunswick	16	3	23,237 ± 3,132
Newfoundland	11	3	33,111 ± 3,716
Ontario	224	11	480,069 ± 9,531
Quebec	216	31	110,825 ± 6,468
Saskatchewan	8	0	30,302 ± 3,561
Yukon	0	0	596 ± 508
Canada	548	49	851,187 [b]

[a] - estimate based on a random sample of 7,535.
[b] - precise figure as of March 1, 1981.

The total number of homes with UFFI in the control file was estimated only for Ontario, Quebec and the rest combined, due to the small number of homes surveyed in many of the provinces. These estimates are very imprecise because of the small sample sizes and the necessity of using an estimate of the total file size in the calculations (Table 3). Therefore, errors in proportions which arise due to small sample size will be increased and amplified when multiplied by the estimated total number of homes. This results in the estimate for control homes with UFFI in Canada not equalling the sum of the provincial figures (Table 4).

TABLE 4: Estimated number of homes in the control file with UFFI.[a]

Province	Number of homes surveyed	Proportion of homes surveyed with UFFI	Estimated number of homes with UFFI	Confidence limits
Ontario	224	.0492	23,600	±13,600
Quebec	216	.1435	15,900	± 5,200
Other	108	.0648	16,900	±12,100
Canada	548	.0894	76,100	±20,300

[a] - calculated from data in Table 3.

The following table gives the percentage of households in the sample having UFFI who were unwilling to be included in the testing program. A dash indicates there were no homes with UFFI in that province that were sampled. The numbers in parentheses are the number of homes with UFFI in the sample.

TABLE 5: The percentage of UFFI homes who were unwilling to be tested.

Province	Rigid Wall	Control
Alberta	3% (34)	-
British Columbia	2% (54)	-
Manitoba	13% (133)	0% (1)
New Brunswick	4% (153)	33% (3)
Newfoundland	10% (41)	0% (3)
Ontario	6% (645)	18% (11)
Quebec	4% (283)	6% (31)
Saskatchewan	0% (40)	-
Canada	5.7% (1,383)	10% (49)

The date of installation was not available from CHIP. Therefore, the percent of respondents reporting medical problems by year (Tables 6 and 7) was analyzed using the date of application for a CHIP grant.

TABLE 6: Of those homes with UFFI, the percentages reporting medical problems by year of application.

Province	1977	1978	1979	1980	1981	TOTAL
Alberta	-	22% (9)	19% (16)	22% (9)	-	21% (34)
B.C.	55% (11)	56% (16)	50% (18)	45% (9)	-	54% (54)
Man.	33% (6)	19% (36)	32% (69)	10% (19)	-	25% (130)
N.B.	0% (3)	44% (18)	22% (81)	37% (51)	-	31% (153)
Nfld.	-	0% (2)	33% (21)	39% (18)	-	34% (41)
Ont.	13% (30)	24% (104)	32% (303)	23% (205)	0% (1)	27% (643)
Que.	0% (1)	27% (26)	37% (116)	31% (142)	-	33% (285)
Sask	0% (2)	40% (5)	22% (18)	33% (15)	100% (1)	29% (41)
Canada	23% (53)	28% (216)	31% (642)	29% (468)	50% (2)	30% (1381)

There is no trend in the percentages over time. For homes in Ontario and Quebec from the control file, the data are given in Table 7.

TABLE 7: Of those homes with UFFI in the control file, the percentage reporting medical problems by year of application.

Province	1977	1978	1979	1980	1981	Total
Ontario	-	0% (1)	60% (5)	0% (5)	-	17% (11)
Quebec	-	1% (1)	17% (12)	15% (20)	-	15% (33)

From those UFFI homeowners reporting a medical problem, the percentage not willing to be included in the testing program was calculated (Table 8). A similar comparative figure was calculated for those not reporting medical problems. Only the rigid wall file data was included. In Table 8, the numbers in parentheses are the denominators of the percentages.

TABLE 8: The percentage of homeowners not willing to be tested by reported medical problems.

Province	Not reporting medical problems	Reporting medical problems
Alberta	4% (26)	0% (7)
British Columbia	0% (25)	3% (29)
Manitoba	18% (97)	0% (33)
New Brunswick	5% (105)	2% (48)
Newfoundland	12% (26)	7% (14)
Ontario	7% (466)	2% (173)
Quebec	4% (188)	2% (92)
Saskatchewan	0% (29)	0% (11)
Canada	7% (962)	2.2% (407)

The only province with significant differences in the percentages is Manitoba. Overall, the percentage is different, but the number of homes is small enough that no bias should result.

Following completion of testing, this factor was re-evaluated, taking into account last-minute cancellations. Analysis shows that significant differences resulted in Ontario and Quebec. Also, on a national scale, there was a significantly greater proportion of tests conducted in UFFI homes reporting medical symptoms as opposed to those not reporting symptoms, and the analysis of the NTS data must be evaluated with this in mind (see Table 9).

TABLE 9: Percentage of homeowners from RIIW file unwilling to be tested, including those who cancelled during the testing program.

Province	Not reporting medical problems	Reporting medical problems
Alberta	23% (26)	0% (7)
British Columbia	16% (25)	17% (29)
Manitoba	30% (97)	21% (33)
New Brunswick	9% (105)	6% (48)
Newfoundland	12% (26)	7% (14)
Ontario*	19% (466)	7% (173)
Quebec*	16% (188)	4% (92)
Saskatchewan	17% (29)	0% (11)
Canada*	18% (962)	8% (407)

*These differences are significant once cancellations are considered in the calculations.

4.2 Analysis of the National Testing Survey

For the complete analysis, see Annex V. The Report on the National Testing Survey to the Board of Review by the UFFI-ICC is included in Annex III and the supplement to that report in Annex IV. That report and supplement were prepared prior to collection of all data and completion of this analysis and therefore, that report is only supplementary to this. Varying methods of analysis resulted in different formats for presentation of data. Therefore, the report to the Board of Review and this analysis are not easily comparable.

4.2.1 Summary of results:

A computer tape containing information on 2,426 homes was prepared by the UFFI Centre. This tape contained all pertinent information (minus fungal counts) on these homes, in a format specified by the UFFI Centre. A preliminary listing of the file showed that approximately 10 numeric values in the file did not conform to this format. Basically, these numeric fields contained "S" or "less than" values and were recorded as missing information. Preliminary analyses listing means, minima, maxima, etc., showed additional data errors. These are summarized in Table 10. Again, any data errors were recorded as missing, and subsequently ignored.

Fungal counts were keypunched and verified by MacKay and Young Consulting from the data sheets provided by the UFFI Centre. Many house numbers did not match those on the computer tape and were thus ignored.

TABLE 10: Data errors in the National Testing Survey.

1. Barometric pressures less than 500 mmHg.
2. Wind speeds in excess of 30 km/hr.
3. External temperatures in excess of 30°C.
4. External humidity of 10%
5. Study dates which preceded UFFI installation dates.
6. Moisture barrier coded incorrectly.

The final number of homes evaluated in the NTS was 2,311. The breakdown of homes tested by province and selection criteria is given in Table 11. Depending on the completeness of data for each home, the actual number used in each analysis may vary.

TABLE 11: Number of homes tested per province by selection category.

Province	Control homes	Priority homes	Homes selected from UFFI-ICC files	Homes selected from CHIP files	Homes Retested
British Columbia	27	14	81	44	-
Alberta	7	-	12	25	-
Saskatchewan	9	-	5	34	-
Manitoba	22	-	14	94	-
Ontario	140	37	147	541	-
Quebec	132	37	323	237	-
New Brunswick	18	5	3	53	78
Nova Scotia	17	-	83	-	-
P.E.I.	2	-	11	-	-
Newfoundland	9	-	12	34	-
Canada	383	93	691	1,066	78 = 2,311

The impact of equating non-detectable (ND) formaldehyde levels to zero and 0.01 (the lower limit of detection for the sampling method used) was evaluated and is summarized in Table 13. Unless otherwise stated, all ND values were equated to zero for subsequent analyses.

A provincial summary of formaldehyde levels in both UFFI and non-UFFI homes is presented in Table 14. This shows that, although average formaldehyde levels in UFFI and non-UFFI homes vary from province to province, formaldehyde levels are consistently higher in UFFI-insulated buildings. It is interesting to note that for Manitoba, more control homes had levels exceeding 0.1 ppm that UFFI homes. Overall, however, this trend is reversed. The overall occurrance of poor quality foam (class E) is also included in Table 14 but the correlation between class E foam and indoor formaldehyde levels is best depicted in Figure 5. UFFI classification is based on formaldehyde emission rate with class A being foam with the lowest rate, through class E, which has the highest rate of emission. The precise classification is outlined in Building Practice Note 23, Division of Building Research, National Research Council of Canada (Annex VII).

Table 15 summarizes NTS results according to home selection criteria on a national basis. New Brunswick test results for the retested homes are separate, since this data was obtained using a different sampling technique. For correlation analyses, N.B. results were combined with other data, since significant correlations should be evident despite the measurement technique employed.

Figures 1 to 4 summarize the national results for formaldehyde levels in all UFFI homes tested. The ranges of values used in defining the vertical axes are listed in Table 12. It is apparent from Figures 1 and 2 that most room air levels of formaldehyde are well within acceptable levels (0.1 ppm). Conversely, however, wall cavity levels are high in a relatively large number of those homes tested (Figures 3 and 4). Figure 5 shows the percentage of homes with various indoor formaldehyde levels having class E UFFI. There seems to be a strong correlation between higher levels and an increased percentage of class E foam.

TABLE 12: Description of vertical scale for Figures 1, 2, 3, 4.

Scale Value	Figures 1 and 2 range of NIOSH values (ppm)	Figures 3 and 4 range of Draeger values (ppm)
1	0 - 0.02	0 - 0.5
2	0.021 - 0.04	0.51 - 1.0
3	0.041 - 0.06	1.01 - 1.5
4	0.061 - 0.08	1.51 - 2.0
5	0.081 - 0.10	2.01 - 2.5
6	0.101 - 0.12	2.51 - 3.0
7	0.121 - 0.14	3.01 - 3.5
8	0.141 - 0.16	3.51 - 4.0
9	0.161 - 0.18	4.01 - 4.5
10	over 0.181	over 4.51

[d]

TABLE 13: Effect on overall results of formaldehyde levels which were below the limit of detection of the test procedures [c].

Code	Average of the average indoor levels when ND = 0 [a] in ppm	Average of the average indoor levels when ND = 0.01 [b] in ppm
1	0.034	0.035
2	0.139	0.139
3	0.040	0.041
4	0.054	0.054

[a] For all tests where the formaldehyde levels were below the limit of detection of the test procedures, the levels were said to be not detectable and assigned the value ND. For purposes of calculation, all results marked as ND were considered as zero.

[b] The nominal limit of detection for the modified NIOSH test procedure employed was 0.01 ppm. For purposes of calculation, all results marked as ND were considered to be equal to 0.01 ppm.

[c] In all subsequent tables, the data displayed is that obtained when all results marked ND were considered as zero for purposes of calculation, since it is obvious from the table that this makes no meaningful difference in the results obtained.

[d] From the Report on the National Testing Survey to the Board of Review by the UFFI-ICC, December 14, 1981.

TABLE 14: A summary of formaldehyde levels in UFFI versus non-UFFI homes.

Province	Average room air level (ppm)[a]	% of UFFI homes with level over 0.1 ppm	Average wall cavity level (ppm)[b]	% E[c]	CONTROL HOMES: Average room air level (ppm)[a]	CONTROL HOMES: % homes with level over 0.1 ppm
Nfld.	0.060	13	3.27	65	0.033	-
P.E.I.	0.045	-	1.31	9	0.030	-
N.S.	0.076	18	2.27	28	0.052	6.0
N.B.	0.061	14	2.71	44	0.038	-
Que.	0.039	6	1.74	29	0.026	1.5
Ont.	0.067	16	2.23	38	0.044	5.0
Man.	0.040	2.8	2.91	48	0.035	4.5
Sask.	0.039	-	2.56	45	0.034	-
Alta.	0.052	5.6	2.28	27	0.029	-
B.C.	0.039	1.4	3.07	53	0.031	-
Canada	0.054	10.3	2.25	37.4	0.036	2.85

[a] Measured by revised NIOSH method.

[b] Measured with Draeger formaldehyde detector tube 0.5/a.

[c] % of homes where at least one Draeger tube reading represented class E UFFI.

TABLE 15: A summary of formaldehyde levels according to home selection criteria.

Selection criteria	Number of homes	Average indoor level (ppm)[a]	% over 0.1 ppm	Average maximum indoor level (ppm)[b]	% over 0.1 ppm	Average outdoor level (ppm)[d]
Priority	93	0.119[c]	46.2	0.145	52.7	0.007
UFFI-ICC files	690	0.044[c]	6.2	0.051	9.1	0.008
CHIP files	1,063	0.054[c]	9.9	0.064	15.1	0.009
N.B. retest	78	0.060[c]	10.3	0.072	21.8	0.014
Control (CHIP files)	383	0.036	2.9	0.044	5.2	0.007

[a] Calculated by averaging the mean formaldehyde level per house for all the homes in a selection category.

[b] Calculated by averaging the maximum formaldehyde level per house for all the homes in a selection category.

[c] Significantly different from control homes (see Table 16).

[d] These values are below the nominal detection limit of 0.01 ppm and may not be accurate.

TABLE 16: Statistical analysis of average indoor formaldehyde levels of the various categories of test homes.

Test home category	Number	Average indoor level (ppm)	Standard deviation	Z-statistic[a]
Priority	93	0.119	0.095	15.25
UFFI-ICC files	690	0.044	0.033	4.17
CHIP files	1,063	0.054	0.036	9.08
N.B. retests	78	0.060	0.030	7.70
Control	383	0.036	0.024	-----

[a] Z-statistics were calculated according to the following equation:

$$Z = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\left[\left(\frac{Sp^2}{n_1} + \frac{Sp^2}{n_2}\right)\right]^{\frac{1}{2}}}$$

$$\text{Where } Sp^2 = \frac{(n_1-1)(Sd_1^2) + (n_2-1)(Sd_2^2)}{n_1 + n_2 - 2}$$

Any value of Z greater than 1.65 represents a significant difference between the mean formaldehyde level of that group and the control homes.

FIGURE 1: **Histogram depicting distribution of average NIOSH-measured formaldehyde levels in homes containing UFFI.**

Percentage bar chart

	Average NIOSH	Freq	Cum. freq	%	Cum. %
1	**********	297	297	15.44	15.44
2	**********	589	886	30.61	46.05
3	**********	435	1,321	22.61	68.66
4	**********	267	1,588	13.88	82.54
5	*********	137	1,725	7.12	89.66
6	******	92	1,817	4.78	94.44
7	***	46	1,863	2.39	96.83
8	*	19	1,882	0.99	97.82
9	*	15	1,897	0.78	98.60
10	**	27	1,924	1.40	100.00

3 6 9 12 15 18 21 24 27 30

Percentage

NOTE: See Table 12 for vertical scale.

FIGURE 2: **Histogram depicting distribution of maximum NIOSH-measured formaldehyde levels in homes containing UFFI.**

Percentage bar chart

	Maximum NIOSH	Freq	Cum. freq	%	Cum. %
1	**********	220	220	11.43	11.43
2	**********	527	747	27.39	38.83
3	**********	424	1,171	22.04	60.86
4	**********	276	1,447	14.35	75.21
5	**********	187	1,634	9.72	84.93
6	**********	101	1,735	5.25	90.18
7	**********	68	1,803	3.53	93.71
8	**********	52	1,855	2.70	96.41
9	**********	23	1,878	1.20	97.61
10	**********	46	1,924	2.39	100.00

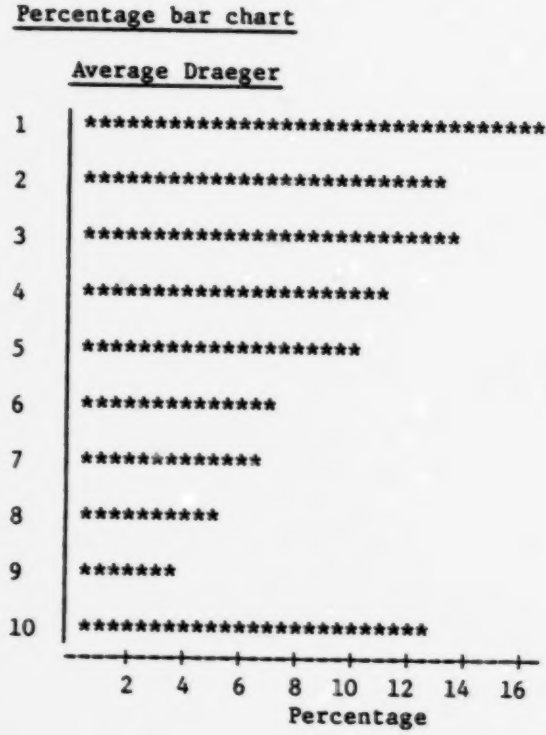
3 6 9 12 15 18 21 24 27

Percentage

NOTE 1: This figure uses the maximum NIOSH value measured per house.

NOTE 2: See Table 12 for vertical scale.

FIGURE 3: **Histogram depicting distribution of average wall cavity measurements in homes containing UFFI.**



	Freq	Cum. freq	%	Cum. %
1	328	328	17.30	17.30
2	248	576	13.08	30.38
3	255	831	13.45	43.83
4	213	1,044	11.23	55.06
5	194	1,238	10.23	65.30
6	131	1,369	6.91	72.20
7	124	1,493	6.54	78.74
8	95	1,588	5.01	83.76
9	68	1,656	3.59	87.34
10	240	1,896	12.66	100.00

NOTE: See Table 12 for vertical scale.

FIGURE 4: **Histogram depicting distribution of maximum wall cavity measurements in homes containing UFFI.**

Percentage bar chart

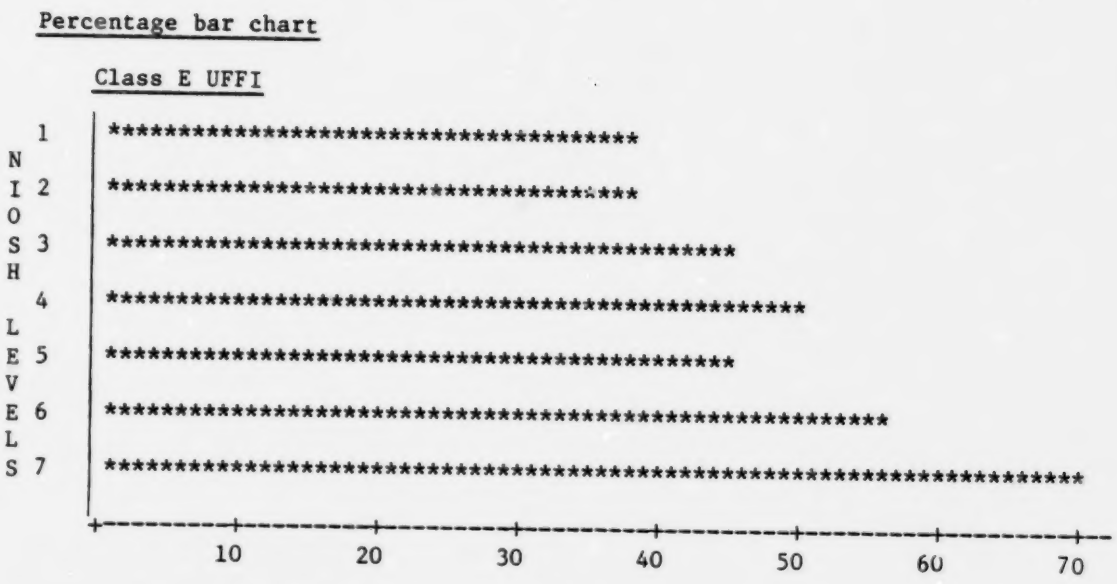
	Maximum Draeger	Freq	Cum. freq	%	Cum. %
1	**********	184	184	9.70	9.70
2	*****	97	281	5.12	14.82
3	******	123	404	6.49	21.31
4	**********	231	635	12.18	33.49
5		3	638	0.16	33.65
6	********	152	790	8.02	41.67
7		0	0	0.0	41.67
8	**********	371	1,161	19.57	61.23
9		1	1,162	0.05	61.29
10	**********	734	1,896	38.71	100.00

5 10 15 20 25 30 35
Percentage

NOTE 1: This figure uses the maximum Draeger tube value measured per house.

NOTE 2: See Table 12 for vertical scale.

FIGURE 5: **Histogram depicting distribution of indoor formaldehyde levels against the percentage of homes with at least one Draeger tube reading indicating UFFI of class E.**



Key: 1 below - 0.05 ppm
2 0.051 - 0.06 ppm
3 0.061 - 0.07 ppm
4 0.071 - 0.08 ppm
5 0.081 - 0.09 ppm
6 0.091 - 0.10 ppm
7 0.101 ppm and over

4.2.2 Relating Formaldehyde Levels to Other Factors:

This section considers the problems of relating levels of formaldehyde (NIOSH, Draeger readings) to other factors measured on each home. The approach used is to divide the analysis into sections as follows:

(i) NIOSH versus all other factors including Draeger values;

(ii) Draeger readings versus all other factors.

In a preliminary analysis, it was discovered that the forms of the relationships in (i) and (ii) were dependent on the construction of the house. For this reason, the houses were divided into three classes as depicted in Table 17.

TABLE 17: Formaldehyde levels according to UFFI installation location.

Class	NIOSH average (ppm)	DRAEGER average (ppm)
UFFI between brick and sheathing	0.043 (560)	1.45
UFFI in stud space	0.061 (1,086)	2.64
UFFI between brick walls	0.050 (162)	2.87

The differences among these averages cannot necessarily be explained by the construction type as there is confounding due to location (for example, there are almost no brick homes recorded in the Maritimes). In the subsequent sections, each class of home is studied separately.

A complete list of the variables used in the analyses is given in Table 18. Other variables defined implicitly do not appear here but are available if necessary.

TABLE 18: **List and description of variables used in analysis of NTS data.**

Analysis label	Description	How defined
Age	Age of home	1 - 5
Air cond	Air conditioning	0 = no 1 = yes
Avdraeg	Average Draeger reading	ppm
BBN	Max NIOSH greater than 0.1 (ppm)	0 = less than or equal to 0.1 ppm 1 = over 0.1 ppm
BETBW	UFFI installed between brick walls	0 = not installed 1 = installed
BETSBW	UFFI installed between sheathing and brick walls	0 = not installed 1 = installed
BN	Average NIOSH greater than 0.1 (ppm)	0 = below 0.1 ppm 1 = greater than or equal to 0.1 ppm
Contract	Name of Contractor	3-digit code
CUFFI	Class of UFFI	0 = A, B or C 1 = D or E
Damage	Accidental damage to UFFI cavity	0 = yes 1 = no
DE	Walls with D or E class of UFFI	0 = none 1 = at least one
DIFFHUM	Humidity gradient (inside-outside)	% relative
DIFFTEMP	Thermal gradient (inside-outside)	°C
E	Walls with E class of UFFI	0 = none 1 = at least one wall
EUFFI	--	--
EXHUMID	External humidity	% relative humidity
EXTEMP	External temperature	°C
FIREPL	Number of fireplaces	0 - 6

(Cont'd) **TABLE 18: List and description of variables used in analysis of NTS data.**

Analysis label	Description	How defined
G	Group	1 = control 2 = UFFI installed
Group 1	Actual study group	1 = control 2 = first 100 homes 3 = UFFI homes from ICC 4 = homes from CHIP 5 = homes retested in N.B.
Heating	Heating system	0 = hot air 1 = other
House	ICC REF house number	4-digit number
Installer	Who installed?	0 = homeowner 1 = contractor
Inhumid	Internal humidity	% relative
Intake	External air intake on furnace	0 = yes 1 = no
INTEMP	Internal temperature	°C
MANUFACT	Manufacturer	1 = Borden 2 = Rapco 3 = Comtec 4 = Canada Foam 5 = Reichold 6 = Unknown to occupant 7 = Energlobe 8 = Publix 9 = other
MAXDRAEG	Maximum Draeger reading	ppm
MAXNIOSH	Maximum NIOSH reading	ppm
MOISTBAR	Moisture barrier	0 = yes 1 = no
NIOSH	Average internal NIOSH reading	ppm
Odour	Odours present inside but not outside?	1 = no 2 = yes

(Cont'd) **TABLE 18: List and description of variables used in analysis of NTS data.**

Analysis label	Description	How defined
OTHUFFI	UFFI installed other than BETBW, STUDSP, BETSBW	0 = not installed 1 = installed
Percent	Percent of exterior walls with UFFI	%
PERCSP	Proportion of spoiled Draeger readings within a home	-- 0 - 1.0
PROV	Province	Nfld = 1...B.C. = 10
STUDSP	UFFI installed in stud space	0 = not installed 1 = installed
USAGE	Age of UFFI	months
VAP	Average water vapour in cavity	mg/L
WALL COND	Wall condition	1 = no leakage 2 = some 3 = many obvious
WINDSP	Wind speed	km/hr
WM	Average wood moisture in cavity	%

4.2.2.1 Homes with UFFI between Brick and Sheathing:

(i) NIOSH versus all.

The significant factors related to the NIOSH values are internal temperature, internal humidity, and average Draeger level. In the subsequent analysis the factor of water vapour was also included because it had a significant effect during a preliminary analysis.

It is perhaps more interesting to study which factors did not seem to play an important role in the variation of NIOSH values. These include all the weather factors (except internal humidity) and all factors measured on the house type (except the structure).

Factors in this analysis which had a significant effect are described in Table 19. The variation explained by the model developed was 28%.

TABLE 19: Factors significant in the analysis of NIOSH versus all other factors for homes with UFFI between brick and sheathing.

Factor	Regression coefficients and their 95% confidence intervals
Average Draeger	8.1 ± 1.8
Internal humidity	-0.91 ± 0.28
Average vapour level	3.0 ± 1.2

Other models were also investigated and because of the relationships between the explanatory variables, it was possible to find models in which different factors have significant effects.

To investigate the possibility of using the above model to predict the NIOSH values, the model:

$$\text{Predicted NIOSH (ppm)} = \frac{68.3 + 8.1X\ \text{Avdraeg (ppm)} - 0.91X\ \text{Inhumid (\% relative)} + 3.0X\ \text{Vap (mg/L)}}{1000}$$

was used to predict to actual NIOSH values in this class. The NIOSH values were grouped into classes of width 0.01 ppm (i.e., less than 0.01, 0.01-0.02,..., over 0.09 ppm), and the average predicted value was compared to the actual

average. Figure 6 shows the results of this exercise. The solid line indicates perfect prediction. It is clear that this model overpredicts low NIOSH values and underpredicts high values and is hence not useful as a predictor. This behaviour suggests that some important unknown factor has been left out of the analysis.

(ii) Average Draeger versus all.

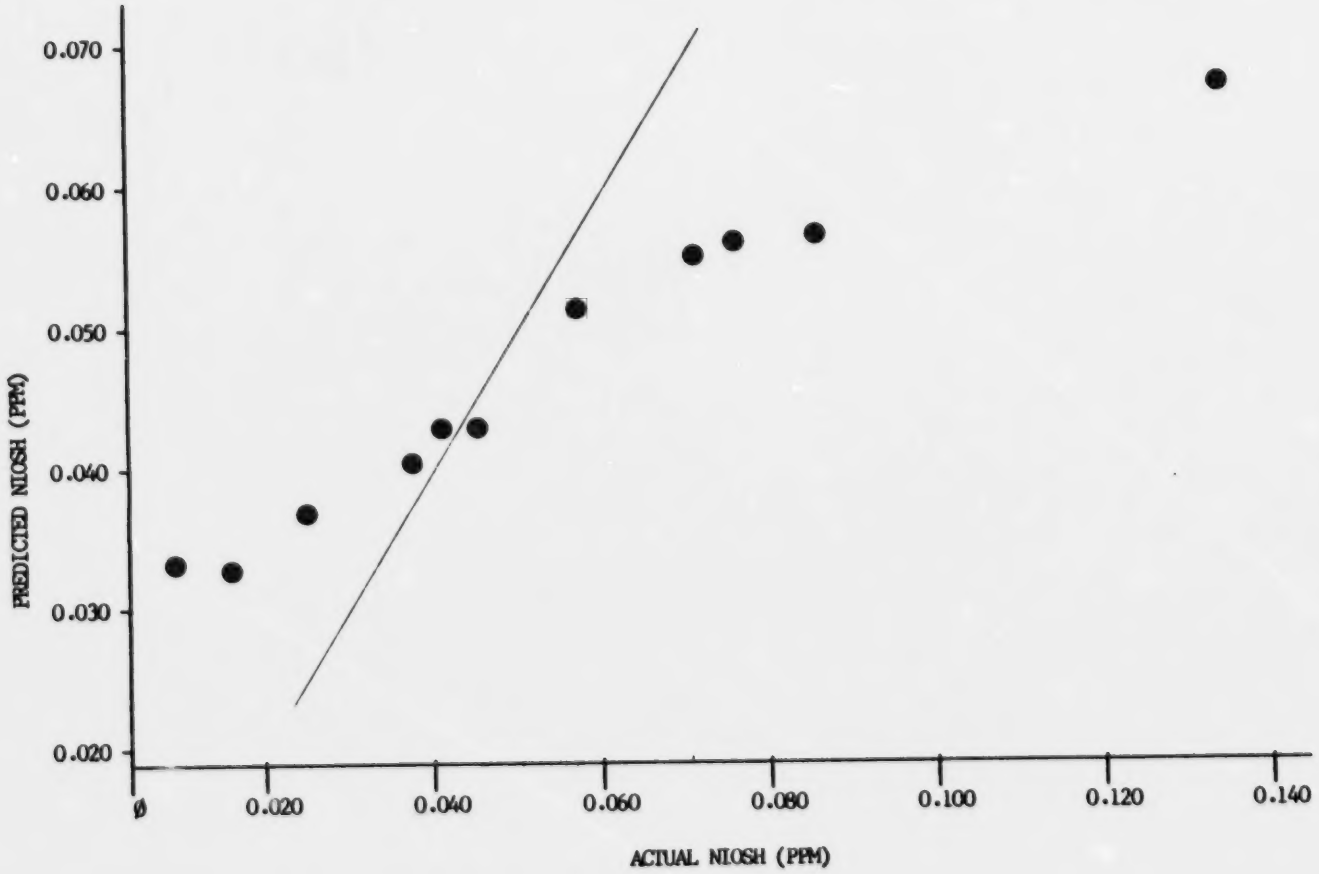
The significant factors in this analysis were internal humidity, age of the UFFI and the average wood moisture. This model was unable to explain a substantial part of the variation in the Draeger readings where $R^2 = 0.14$. The R^2 value is a measure of the proportion of variation in the dependent variable (in this case, average Draeger values) which can be explained or attributed to the regression model defined by the significant independent factors (internal humidity, age of the UFFI and average wood moisture). It can also be expressed as a percentage and in this case we would say that 14% of the variation in average Draeger values could be explained by the significant factors.

In a subsequent analysis, only internal humidity, UFFI age, moisture level and vapour level were included. The estimated coefficients are given in Table 20 for those factors having a significant effect.

TABLE 20: Coefficients of significant factors in the analysis of Draeger levels in homes with UFFI between brick and sheathing.

Factor	Regression coefficients and their 95% confidence intervals
Internal humidity	$-.035 \pm .014$
Age of UFFI	$-.023 \pm .012$
Average wood moisture	$.15 \pm .08$

FIGURE 6: PLOT OF PREDICTED VS. ACTUAL NIOSH LEVEL (PPM) FOR HOMES WITH UFFI BETWEEN BRICK WALLS.



(iii) Average NIOSH/Average Draeger.

In this analysis, very little of the variation in the ratios was explained by the explanatory factors (R^2 = .11). The only factors exhibiting statistical significance (there is only weak evidence here of an effect) were external temperature and average wood moisture.

4.2.2.2 Homes with UFFI in Stud Spaces

The analysis for homes in this group was performed for all of the data and subsequently for all of the data with homes from the Maritime Provinces excluded.

(i) NIOSH versus all other factors.

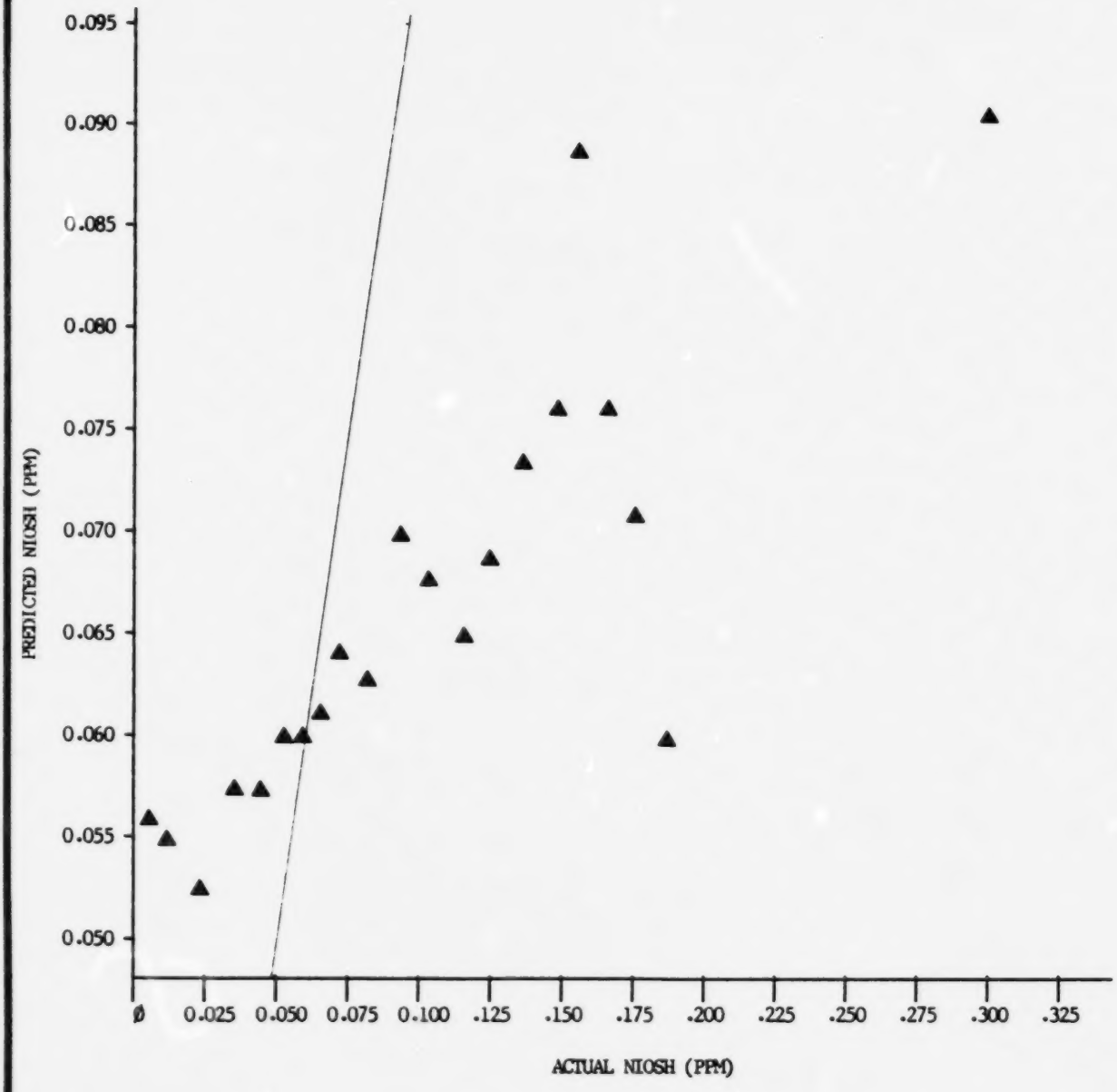
The factors with coefficients significantly different from zero are given in Table 21.

TABLE 21: Coefficients of significant factors in the analysis of NIOSH levels in homes with UFFI in stud spaces.

	Regression coefficients and their 95% confidence intervals (Maritimes in)	(Maritimes out)
Average Draeger	4.12 ± 1.5	4.81 ± 1.8
Internal temperature	2.75 ± 1.5	3.31 ±2.0
Average vapour level	3.66 ± 1.2	4.23 ± 1.4
Percent UFFI	.20 ± .10	.16 ± .13
Wood moisture	-2.41 ± 1.15	-2.03 ±1.5

To examine the possibility of using this model to predict NIOSH levels from the explanatory variables, NIOSH levels were grouped into classes [0.01 ppm], [0.01-0.02 ppm],...,[0.190 ppm and up] and the average levels of the predicted and actual NIOSH values in each class were calculated. The predicted average was plotted against the actual average (Figure 7). Once again this model underpredicts high values and overpredicts low values, indicating (perhaps) a significant missing factor.

FIGURE 7: PLOT OF PREDICTED VS. ACTUAL NIOSH LEVEL (PPM) FOR HOMES WITH UFFI IN STUD SPACES.



(ii) Average Draeger vs. all, except NIOSH.

The significant factors were internal temperature, percent of UFFI in the walls, the age of the UFFI and the average vapour level. These results were consistent whether or not the Maritimes were included or excluded and in the subsequent analysis all homes were included. The coefficients of the significant factors are listed in Table 22.

TABLE 22: Coefficients of significant factors in the analysis of Draeger levels in homes with UFFI in stud spaces.

Factor	Regression coefficients and their 95% confidence interval
Percent of UFFI	.0079 ± .0044
Age of UFFI	-.040 ± .008
Average vapour level	.22 ± .05

(iii) Average NIOSH/Average Draeger vs. all other factors.

The explanatory variables were able to account for a very small proportion of the variation in the ratios. The factors which appear significant are damage to the cavity and the age of the UFFI. The effect of these factors, however, is very small.

4.2.2.3 Homes with UFFI between Brick Walls:

There were no houses in the Maritimes in the original analysis in this class of home, so that this analysis was completed for all homes.

(i) NIOSH versus all other factors

The initial analysis showed that there were no significant factors to explain the variation in the NIOSH values.

In further modelling, the variables of internal humidity and average vapour level became slightly significant. It is interesting to note that the average Draeger level was far less correlated to the NIOSH values in this (small) group of homes than for the other 2 groups (see Figure 8, page 40).

(ii) Average Draeger vs. other factors

The only factor which was significant in this analysis was the age of UFFI with coefficient - 0.07 $\pm$ 0.054.

(iii) Average NIOSH/Average Draeger vs. other factors

The analysis of the ratio showed no significant factors.

4.2.3 Supplementary Analysis of NIOSH/Draeger Ratios:

The following tables (Tables 23 and 24) give a summary of the ratios (Average NIOSH/Average Draeger) for the homes in the National Testing Survey. The data are broken down by the location of the UFFI. Note that NIOSH readings are in parts per billion and Draeger readings are in parts per million. One part per million equals 1,000 parts per billion.

TABLE 23: Summary of NIOSH/Draeger ratios.

Location of UFFI	Number of homes	Mean	Standard deviation	Minimum	Maximum
Stud space	1,005	38.6	48.4	0.46	550
Between brick and sheathing	507	60.0	65.2	0.20	462
Between brick walls	152	57.7	92.8	0.46	650

Further information about the ratios is given in the following frequency table (Table 24).

TABLE 24: Distribution of homes with various ratios of NIOSH/Draeger according to location of UFFI.

Ratio	Percentage of homes		
	STUDSP	BETBW	BETSBW
0 - 5	4.3	8.6	2.0
5 - 10	13.2	17.1	7.1
10 - 15	12.1	8.6	7.5
15 - 20	11.7	9.9	7.1
20 - 25	10.4	6.6	12.2
25 - 30	8.6	3.9	7.1
30 - 35	6.6	3.3	3.7
35 - 40	5.7	5.9	4.1
40 - 45	4.1	2.0	3.9
45 - 50	4.1	2.6	3.9
50 - 75	7.2	9.2	16.0
75 - 100	4.2	7.2	9.7
100 - 125	3.1	4.6	5.7
125 - 150	1.4	4.0	3.0
150 - 175	.6	-	1.4
over 175	2.8	6.6	5.5

NOTE: STUDSP = homes with UFFI in stud space.
BETBW = homes with UFFI between brick walls.
BETSBW = homes with UFFI between sheathing and brick wall.

This analysis demonstrates conclusively the large variation in the ratio. The regression analysis discussed earlier shows that this variation cannot be explained by other factors measured on the homes.

4.2.4 Miscellaneous Analyses

(i) NIOSH and Draeger readings by manufacturer.

There is no evidence of systematically high or low results for any particular manufacturer. Any orderings in the national averages are distorted once a province-by-province examination is made.

(ii) NIOSH and spoiled Draeger results for field teams.

Of the homes with valid Draeger readings, the average of the proportion spoiled was .037.

(iii) Spoiled versus Average Draeger.

There was a significant difference between the average Draeger results for those homes in which no readings were spoiled to those in which at least one was spoiled:

	Number	Average Draeger (ppm)
none spoiled	1,662	2.34
at least one spoiled	235	1.59

The overall assessment of the factors which significantly affected formaldehyde levels, either in the air or within the wall cavity, are summarized in Figures 8, 9, 10 and 11. These figures further display the necessity for considering the location of the UFFI when attempting to analyze causal relationships.

4.2.5 Health Symptoms

Information on each resident was extracted from the computer tape. Each resident was then classified as to whether health symptoms had been experienced. The average NIOSH in the resident's home was classified as being low (.049 ppm and below), medium (.05 - .099 ppm) or high (.10 ppm and over). In addition, each resident was categorized as being a smoker or non-smoker and as working inside or outside the home. The residents were also classified by the average fungal count in the home as low (2 counts and less) and high (over 2 counts).

In this section, we are interested in whether there is a dose:response relationship between the NIOSH levels and the percentage of residents with particular health symptoms. If the formaldehyde level is related to health problems, we should see an increase in the percentage of health symptoms as the NIOSH measurements increase. Likewise, if fungal counts are related to health problems, we should see a similar increase. Classifications were done for both smokers and non-smokers and for residents working inside or outside the home. It was felt that it was important to distinguish between smoking status as well as work location because of the potentially different responses to increased UFFI or fungal levels in the home.

FIGURE 8: PLOT OF AVERAGE NIOSH LEVEL VS. AVERAGE DRAEGER LEVEL BY CAVITY TYPE

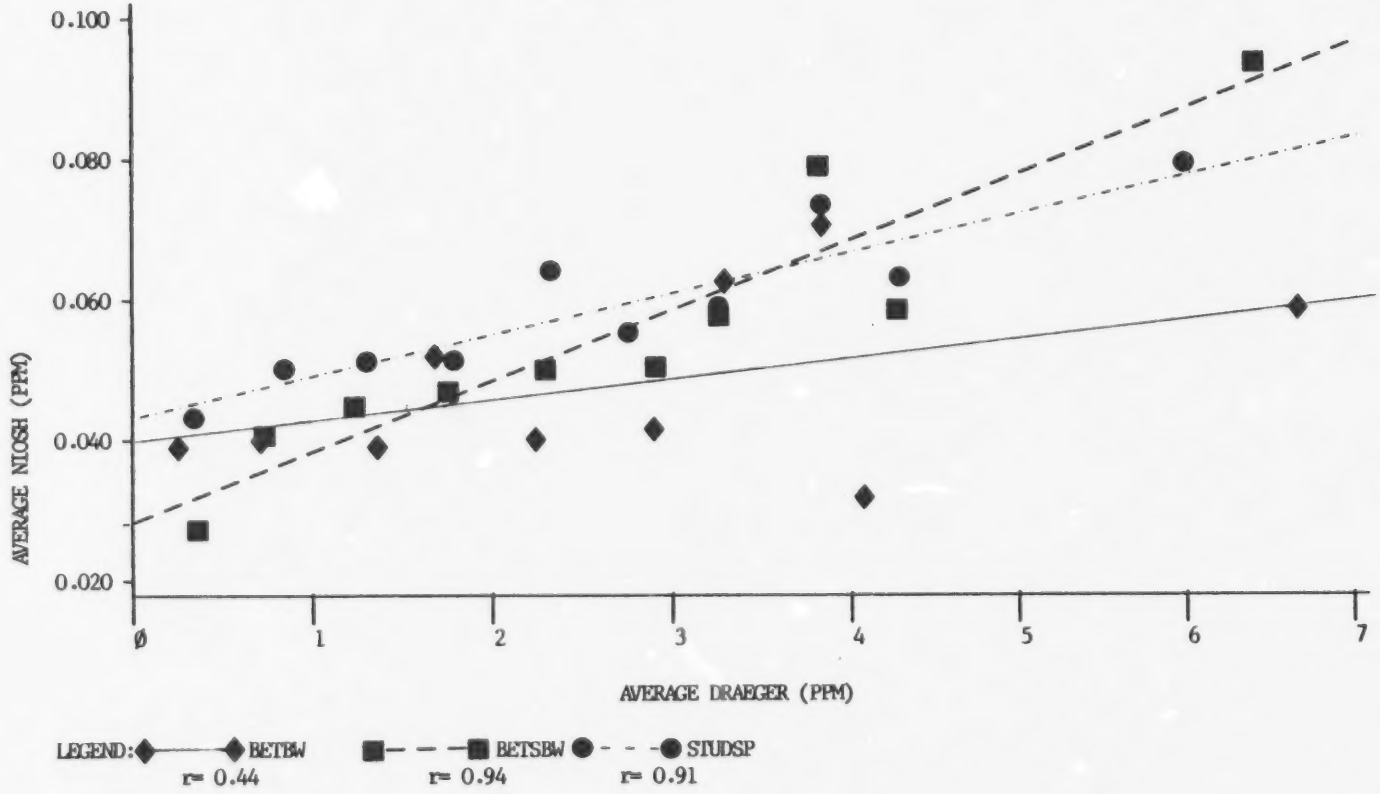


FIGURE 9: PLOT OF AVERAGE DRAEGER LEVEL VS. UFFI AGE BY CAVITY TYPE

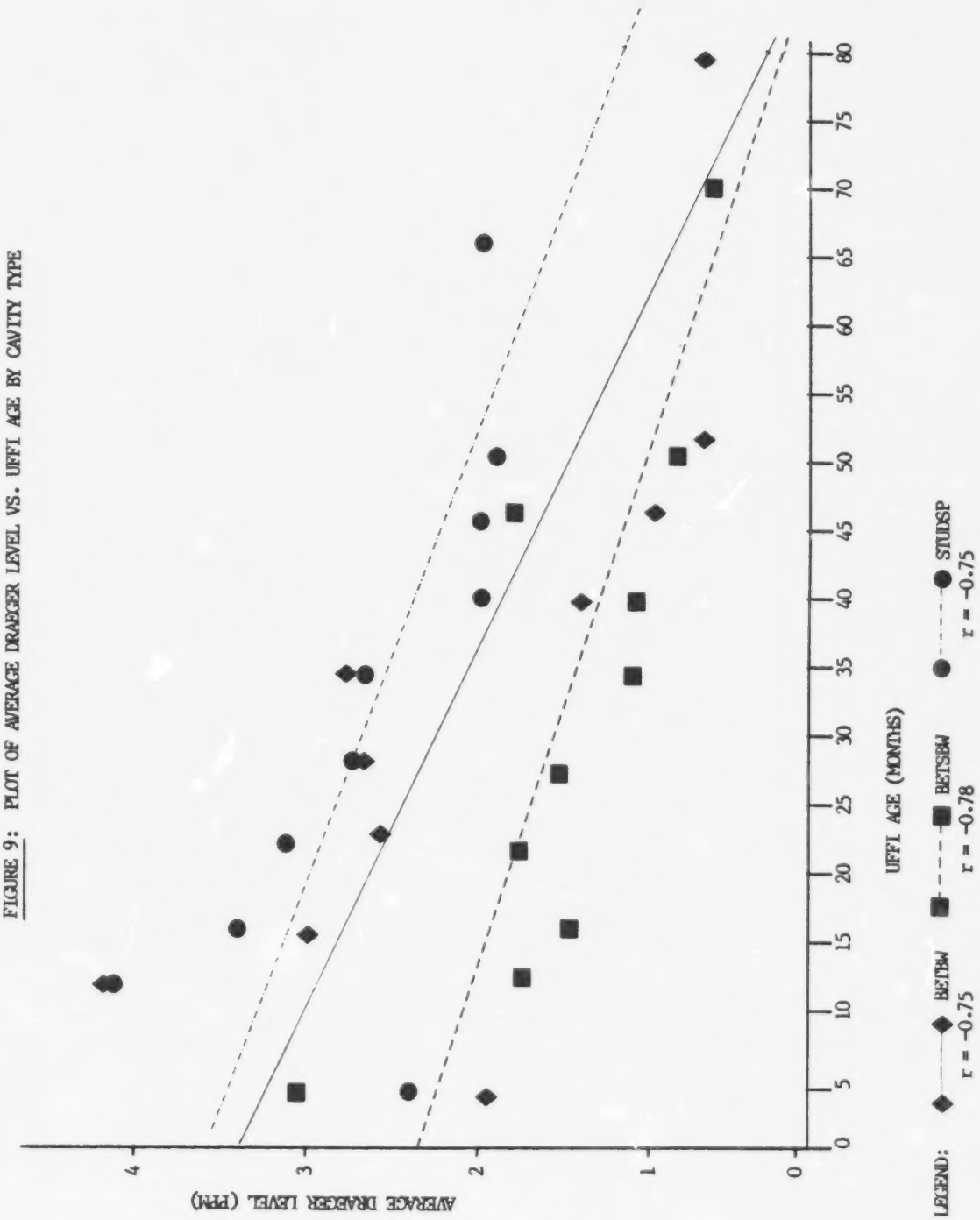


FIGURE 10: PLOT OF AVERAGE DRAEGER LEVEL VS. AVERAGE WATER VAPOUR LEVEL BY CAVITY TYPE

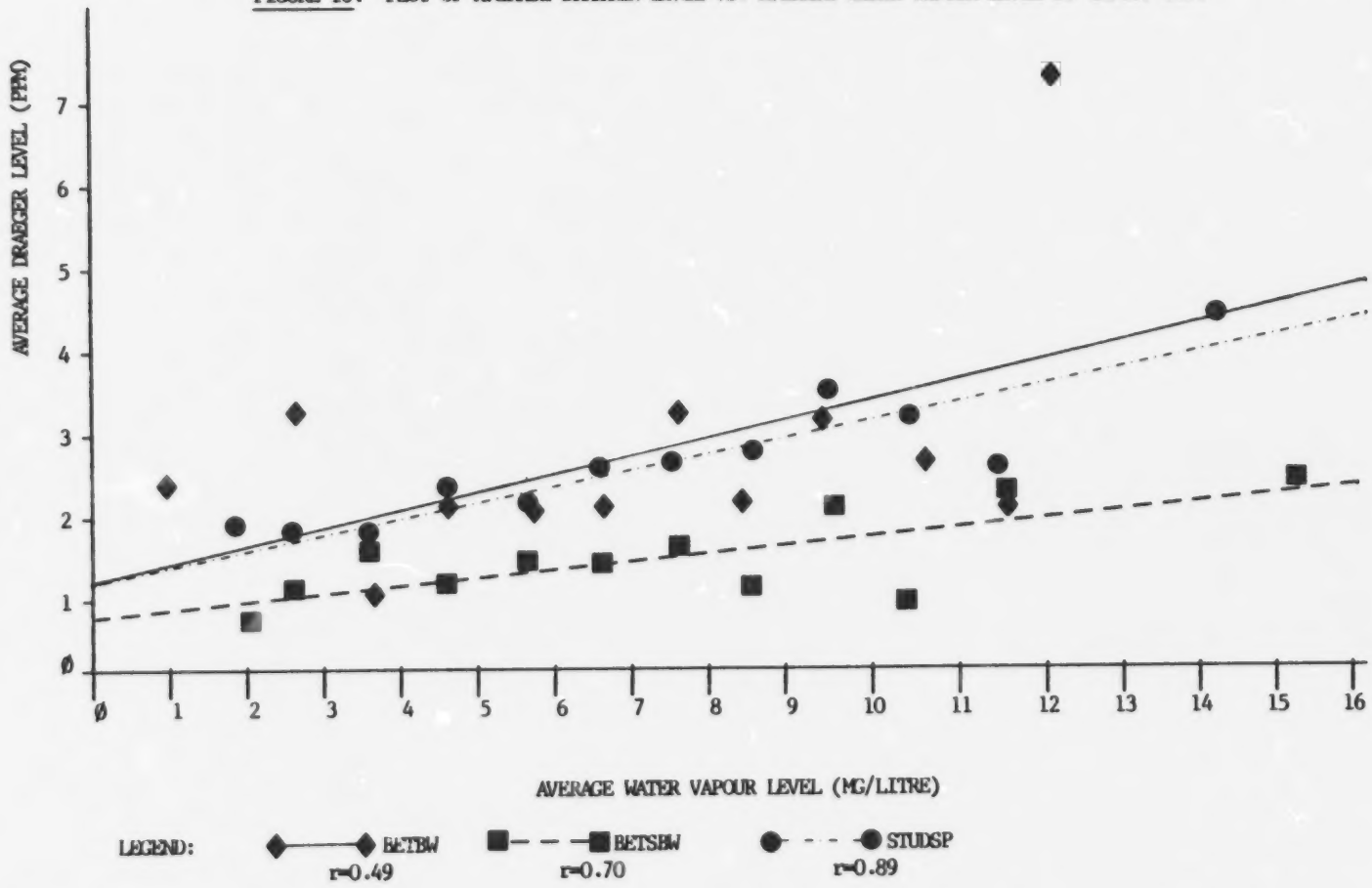
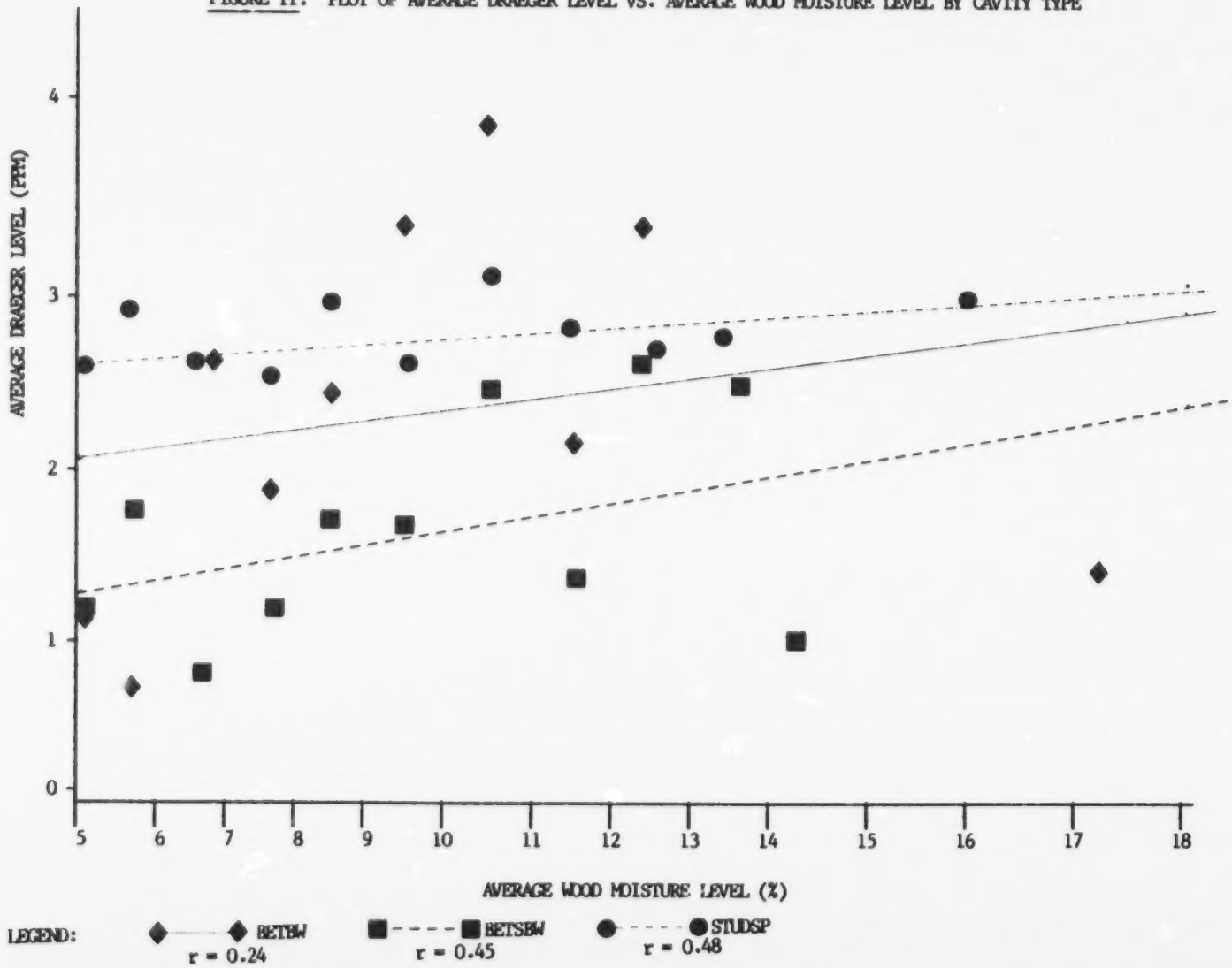


FIGURE 11: PLOT OF AVERAGE DRAEGER LEVEL VS. AVERAGE WOOD MOISTURE LEVEL BY CAVITY TYPE



Analysis was made of residents with health symptoms classified by NIOSH class and smoking status. The percentage of residents with symptoms in each NIOSH class appears to be relatively constant, with many categories even showing an apparent decrease in the percentage of residents with symptoms (Table 25). This trend is similar for both smokers and non-smokers. We do notice an apparent jump in the reported incidence of symptoms for smokers as compared to non-smokers; but it would appear that the NIOSH is not a factor in this.

Work status (inside or outside the home) was substituted for smoking status in the next analysis (Table 26). Again, we see an apparent lack of a dose:response relationship between NIOSH class and health symptoms. However, there was the increase in the percentage of symptoms in the inside group as compared to the outside group. This might possibly be related to sex differences, in that inside workers are predominantly female and outside workers male, but may also relate to a longer exposure time to formaldehyde within the home.

Analysis of the percentage of residents with health symptoms classified by fungal count and smoking status showed no apparent relationship between fungal count and symptoms.

Table 27 shows the percentage of residents with health symptoms classified by fungal count and work status. In this table, there is an apparent increase in sleep and fatigue problems for the inside group, as the fungal count increases. The other symptoms seem generally unrelated.

In all of these analyses, there is one statistical problem which makes interpretation a problem. This is the lack of independence between individuals. Since a family of residents all come from the same home with the same NIOSH levels, the residents cannot be considered as completely independent.

This problem violates certain statistical assumptions and as a result, assertions based on these tables should not be made too strongly.

These analyses were repeated excluding the Maritime provinces, but no differences were apparent between the two sets of analyses.

TABLE 25

Percentage of residents with health symptoms classified by average NIOSH class and smoking

Symptom	Smoking Status	less than .049	Average NIOSH .05-.099	greater than .10
Skin irritation	Smokers	12.4	6.7	14.3
	Non-smokers	8.8	6.9	5.2
Colds	Smokers	30.3	24.3	29.6
	Non-smokers	24.4	21.5	22.4
Burning	Smokers	20.4	14.1	18.4
	Non-smokers	14.4	11.2	7.1
Eye irritation	Smokers	22.4	16.8	21.4
	Non-smokers	16.3	13.0	11.5
Sleeplessness	Smokers	12.8	7.5	9.2
	Non-smokers	8.2	6.6	5.7
Fatigue	Smokers	18.5	14.9	15.3
	Non-smokers	11.6	9.2	9.3
Nose	Smokers	7.1	4.5	6.1
	Non-smokers	6.8	4.8	6.8
Head	Smokers	12.1	16.8	17.4
	Non-smokers	14.4	15.0	12.0
Nausea	Smokers	6.7	4.5	4.1
	Non-smokers	4.4	3.9	3.8
Dizziness	Smokers	9.9	7.7	9.2
	Non-smokers	5.3	5.3	3.6
Physician consulted	Smokers	18.3	16.0	14.3
	Non-smokers	15.0	15.9	13.7

TABLE 26

Percentage of residents with health symptoms classified by average NIOSH measurement and working inside and outside the home.

Symptom	Work status	Average NIOSH (ppm) less than .049	.05-.099	.10 and over
Skin irritation	Inside	10.5	8.9	9.6
	Outside	8.7	5.4	5.3
Colds	Inside	29.5	24.5	31.3
	Outside	22.3	20.4	18.4
Burning	Inside	20.1	15.8	13.1
	Outside	11.8	9.0	6.8
Eye irritation	Inside	21.4	16.9	19.2
	Outside	14.3	11.9	9.4
Sleeplessness	Inside	11.7	8.8	8.6
	Outside	7.0	5.4	4.9
Fatigue	Inside	15.1	11.6	12.6
	Outside	11.3	9.5	9.0
Nose	Inside	6.8	4.2	6.6
	Outside	7.0	5.2	6.8
Head	Inside	18.5	17.2	16.7
	Outise	13.5	14.1	10.5
Nausea	Inside	6.3	3.9	5.1
	Outside	3.7	4.1	3.0
Dizziness	Inside	8.9	8.5	6.1
	Outside	3.9	3.8	3.8
Physician consulted	Inside	20.6	19.5	21.7
	Outside	11.6	13.3	7.9

TABLE 27: Percentage of residents with health symptoms classified by average fungal counts and working inside and outside the home.

Symptoms	Work status	Average fungal count (less than or equal to 2)	(more than 2)
Skin irritation	Inside	13.5(10/74)	10.8 (7/65)
	Outside	13.7(10/73)	9.6 (7/73)
Colds	Inside	31.1(23/74)	36.9(24/65)
	Outside	23.3(17/73)	12.3 (9/73)
Burning	Inside	29.7(22/74)	18.5/12/65)
	Outside	16.4(12/73)	8.2 (6/73)
Eye irritation	Inside	27.0(20/74)	26.2(17/65)
	Outside	23.3(17/73)	11.0 (8/73)
Sleeplessness	Inside	10.8(8/74)	21.5(14/65)
	Outside	13.7(10/73)	4.1 (3/73)
Fatigue	Inside	13.5(10/74)	29.2(19/65)
	Outside	9.6(7/73)	11.0 (8/73)
Nose	Inside	5.4(4/74)	9.2(19/65)
	Outside	5.5(4/73)	1.4 (1/73)
Headache	Inside	29.7(22/74)	18.5(12/65)
	Outside	15.1(11/73)	6.9 (5/73)
Nausea	Inside	6.8(5/75)	7.7(5/65)
	Outside	1.4(1/73)	0.0(0/73)
Dizziness	Inside	14.9(11/74)	15.4(10/65)
	Outside	2.7(2/73)	6.9 (5/73)
Physician consulted	Inside	25.7(19/74)	29.2(19/65)
	Outside	13.7(10/73)	5.5 (4/73)

(Numerator/denominator) which gave percentages are shown in brackets.

4.2.6 Analysis of Results from Passive Devices versus Active Formaldehyde Measurements

New Brunswick retest homes were used for this analysis. Oak Ridge active molecular sieve cartridges, Lawrence Berkeley Laboratory passive monitors and DuPont passive dosimeters were run in parallel to determine the efficiency and suitability of passive dosimeters for formaldehyde monitoring. Initial testing showed poor correlation between the three systems (Figure 12). Subsequent research conducted by and for NRC has revealed diurnal variation in indoor formaldehyde levels. Factors such as weather conditions, smoking, use of gas appliances, fireplaces, etc., can result in changes in formaldehyde levels by a factor of 2 or greater. It is apparent that further investigations need to be conducted to understand this problem.

4.2.7 Preliminary UFFI Program Development

Homes containing UFFI were classified into 1 of 4 categories according to various parameters and information recorded during testing. Those parameters included medical problems, moisture content of wood, foam classification, and formaldehyde level. Table 28 defines the classification criteria.

The classification was designed to represent various degrees of remedial work required and to determine the percent of NTS UFFI homes falling into each category. Remedial work predicted for each category was as follows:

class 1: no work
class 2: limited work (sealing)
class 3: major work (other than full removal)
class 4: complete removal

Tables 29 and 30 summarize the test homes selected from UFFI-ICC files and CHIP files, respectively, according to the above classification. By applying percentages of homes in each category to national estimates of the number of UFFI homes, predictions could be made as to the number of homes requiring various forms of remedial action and the overall cost of the program. For these predictions, only CHIP file homes (Table 30) could be used since this is the only group selected in a random fashion.

FIGURE 12: COMPARATIVE PERFORMANCE OF LBL PASSIVE MONITORS, DUPONT PASSIVE DOSIMETERS AND OAK RIDGE ACTIVE FORMALDEHYDE MEASUREMENTS.

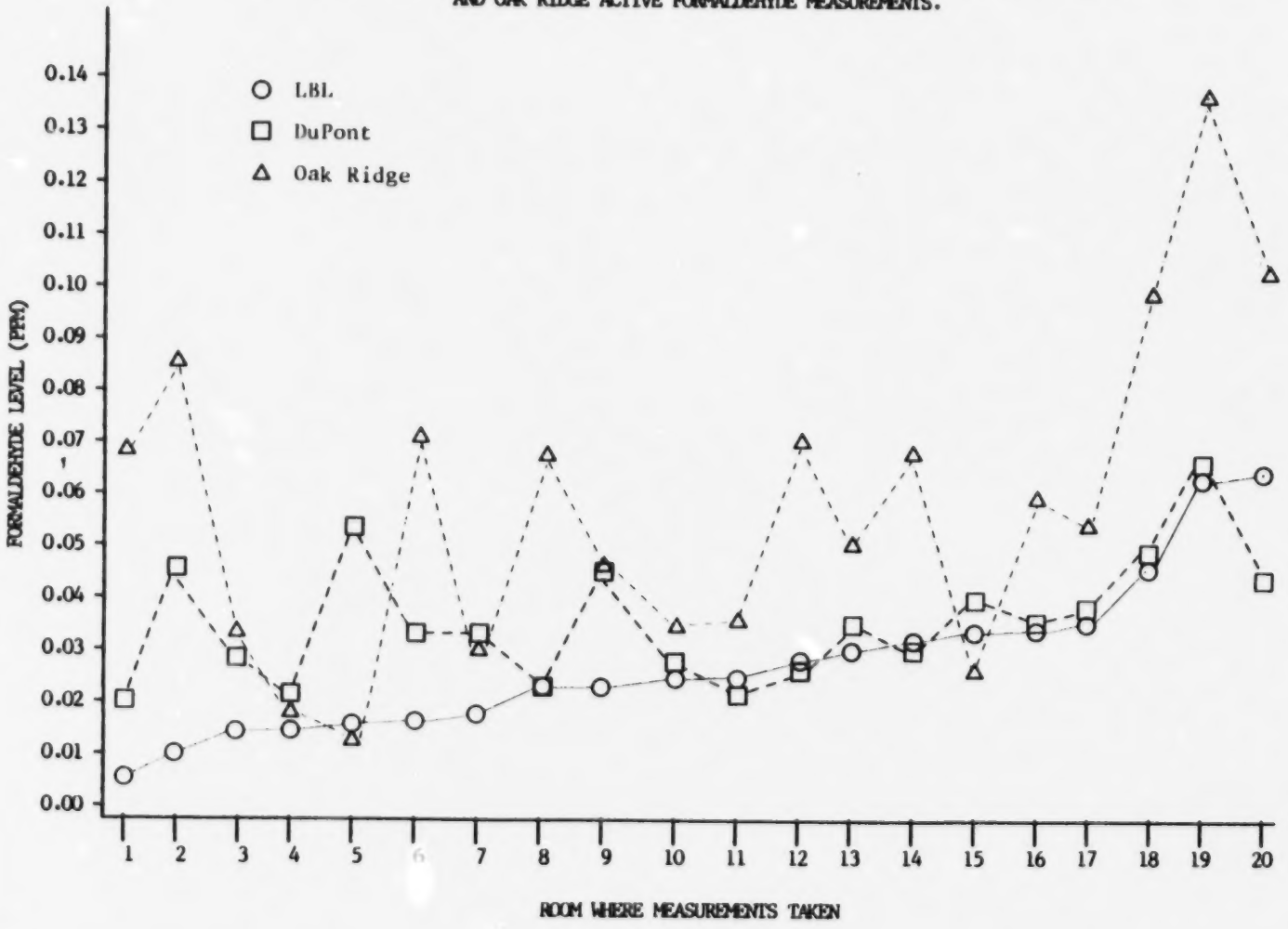


TABLE 28: Scope of work classification criteria.

Class	Formaldehyde level (ppm)	No medical problems	Certified medical problems	Moisture content	Amount* of class A, B & C foam
1	below 0.04	XX		below 20%	
1	below 0.04		XX	below 20%	
2	below 0.04	XX		20% & over	
2	below 0.04		XX	20% & over	
1	0.04-0.1	XX		below 20%	
2	0.04-0.1	XX		20% & over	
2	0.04-0.1		XX		over 70%
3	0.04-0.1		XX		50-70%
4	0.04-0.1		XX		below 50%
2	over 0.1	XX			over 70%
3	over 0.1	XX			50-70%
4	over 0.1	XX			below 50%
2	over 0.1		XX		over 80%
3	over 0.1		XX		60-80%
4	over 0.1		XX		below 60%

* for foam classification see Building Practice Note 23 (Division of Building Research, National Research Council of Canada).

TABLE 29: Distribution (%) of UFFI-ICC file homes according to scope of work classification.

Province	N	Class 1	2	3	4
B.C.	82	70.7	14.6	3.7	11.0
Alberta	11	100.0	---	---	---
Saskatchewan	5	80.0	20.0	---	---
Manitoba	14	71.4	14.3	7.1	7.1
Ontario	121	72.7	23.1	1.7	2.5
Quebec	315	87.0	9.5	1.3	2.2
New Brunswick	4	75.0	---	---	25.2
Nova Scotia	57	40.4	50.9	5.3	3.5
P.E.I.	9	55.6	44.4	---	---
Newfoundland	10	40.0	50.0	---	10.0
Total	628	76.4	17.7	2.1	3.8

TABLE 30: Distribution (%) of CHIP file homes according to scope of work classification.

Province	N	1	2	3	4
B.C.	46	76.1	17.4	2.2	4.3
Alberta	24	83.3	12.5	---	4.2
Saskatchewan	29	96.6	---	---	3.2
Manitoba	87	81.6	14.9	1.1	2.3
Ontario	522	72.2	22.2	2.5	3.1
Quebec	245	82.4	11.0	2.4	4.1
New Brunswick	130	57.7	27.7	4.6	10.0
Nova Scotia	---	---	---	---	---
P.E.I.	---	---	---	---	---
Newfoundland	36	55.6	25.0	8.3	11.1
Total	1,119	74.0	18.9	2.7	4.4

Although this information is summarized here and was used during the initial stages of program development, various factors have required modification of the criteria which determine the testing and remedial measures to be undertaken and which, therefore, no longer apply to the government reimbursement program as presently defined.

4.3 Results of Quality Assurance/Quality Control (QA/QC)

Concord Scientific Corporation conducted an external quality assurance program for and directed the internal quality control program of the members of the consortium which conducted the testing for the National Testing Survey. The programs were based on the Technical Procedures Manual and the QA/QC Specifications developed (in part) by Concord Scientific for the testing program (Annex I). These procedures and specifications were modified to accommodate a 6-week program. The complete Final Report for the QA/QC program is presented in Annex VI.

4.3.1 Summary of Field and Laboratory Audits

Concord Scientific staff visited all participating laboratories in the national testing consortium to evaluate their analytical technique. Field teams conducted unannounced audits on 25 technician teams across the country (about 45% of the consortium's operating teams) and carried out parallel (replicate) sampling beside 20 of these teams.

The purpose of the field team audits was to provide a measure of QA and QC to the performance of the home surveys by the field sampling teams. Individual teams were observed by a QC person as they conducted the specified sampling procedures in a home. In addition, side-by-side replicate sampling was done on the sampling team's room air samples for formaldehyde (NIOSH-revised method) by the QC person.

Detailed observations of individual sampling teams were made in 25 homes. Replicate sampling was conducted in 20 homes.

Field sampling teams were observed and questioned during their survey work, to assess the following:

1. their knowledge and application of the specified sampling procedures;

2. their sampling media storage methods, sample transfer techniques and sample shipping procedures;

3. the calibration of their sampling equipment;

4. the reliability of their sampling trains;

5. their observations of and solutions to problems encountered in the field; and

6. their overall care in the work.

The procedures and equipment used by the field sampling teams showed regional variations, resulting from regional staffing procedures (field team educational levels), their project-specific training, and the proximity and procedures of the support laboratory in each area. There were, in addition, team variations within each region, resulting from variations in equipment performance, and from the degree of understanding of the individuals involved. Factors observed by the QC persons which contributed significantly to potential error were:

1. calibration of sampling train;

2. use of Draeger sampling equipment;

3. use of rotameters; and

4. condensation in rotameters.

For a full discussion of these problems, refer to Annex VI.

4.3.2 Replicate Sampling

Concord Scientific Corporation, in addition to its other duties as QA/QC contractor, performed side-by-side sampling with 20 field teams. The 20 field teams were picked at random from across the country and included representatives of all companies, except Warnock-Hersey and Proctor and Redfern.

The results obtained are listed as Table 31. The values listed in the column headed $CV_{(S+P)}$ were used to calculate the $CV_{(S+P)}$ value explained on page 61 of this report.

The explanation for many of the exceptionally high (low) $CV_{(S+P)}$ values can be traced generally to the high CV_p component indicating great variability in pump rates.

A student's t-test was performed on the pair of results in the second and third columns of the table to determine whether the difference was significant. The results were as follows:

Average difference (AD) = 0.0033 ppm

$$S = 0.0347 \text{ ppm}$$

$$S_{AD} = S/(N)^{\frac{1}{2}} = 0.0347/6.6 = 0.0053$$

$$t = |AD|/S_{AD} = 0.0033/0.0053 = 0.63$$

$$t^{1}_{0.01,44} = 2.69$$

Therefore, the mean difference between the pairs of results is not significantly different from zero. Although this indicates that there is no systematic difference between Concord's results and the others' results, the large standard deviation indicates that the random errors are substantial (see Table 31).

TABLE 31: Replicate sampling results.

Laboratory and sample team	CSC results (ppm)	Their results (ppm)	Mean	Standard deviation	*CV_T	*CV_A	*$CV_{(S+P)}$
Geortech	0.062	0.091	0.0765	0.021	0.275	0.21	0.17
Snow & McLagen	0.062	0.067	0.0645	0.004	0.062	0.22	-0.21
Technitrol	0.004	0.019	0.0115	0.011	0.957	0.68	0.67
Thomas, Rothwell &	0.051	0.046	0.0485	0.004	0.082	0.28	-0.26
Cahill	0.063	0.044	0.0535	0.013	0.243	0.27	-0.12
MacLaren, N.S.	0.001	0.018	-	-	-	-	-
Henderson & Ross	0.039	0.090	0.0645	0.036	0.558	0.24	0.50
	0.038	0.094	0.066	0.040	0.606	0.24	0.46
Maclaren, N.S.	0.003	0.018	0.010	0.011	1.10	0.75	0.81
Waite & Barkhouse	0.035	0.060	0.0475	0.018	0.379	0.28	0.26
	0.047	0.091	0.069	0.031	0.449	0.22	0.39
Technitrol	0.094	0.037	0.0655	0.040	0.610	0.24	0.56
M & Mme Gaston	0.098	0.052	0.075	0.033	0.440	0.21	0.39
Technitrol	0.077	0.017	0.047	0.042	0.894	0.28	0.85
	0.086	0.044	0.065	0.030	0.462	0.24	0.39
Atlantic Analytical	0.018	NR	-	-	-	-	-
Pelletier & Morrison	0.043	0.008	0.0255	0.025	0.980	0.44	0.88
	0.028	NR	-	-	-	-	-
Scanada	0.0	0.01	-	-	-	-	-
Ruest & Fortier	0.042	0.03	0.036	0.008	0.222	0.35	-0.27
	0.140	0.05	0.095	0.064	0.674	0.17	-0.27
Levelton	0.026	0.030	0.028	0.003	0.674	0.38	0.56
MacLean	0.059	0.025	0.042	0.024	0.571	0.32	0.47
Atlantic Analytical	0.045	0.034	0.0395	0.008	0.203	0.34	-0.27
Nagle & Morrison	0.079	0.174	0.1265	0.067	0.529	0.15	0.51
Scanada	0.069	0.05	0.0595	0.013	0.218	0.24	-0.10
Sanson & Rockley	0.081	0.09	0.0855	0.006	0.070	0.18	-0.17
MacLaren N.S.	0.022	0.069	0.0455	0.033	0.725	0.31	0.66
Perry & Donahue	0.028	0.047	0.0375	0.013	0.347	0.35	0.0
Technitrol	0.031	0.067	0.049	0.025	0.510	0.28	0.43
Gallagher & Lakhani	0.041	0.035	0.038	0.004	0.105	0.35	-0.30
Levelton	0.041	0.019	0.030	0.016	0.533	0.40	0.35
Jung	0.025	0.008	0.016	0.012	0.750	0.62	0.42
Levelton	0.043	0.042	0.043	0.001	0.023	0.32	-0.32
McVicar	0.045	0.0429	0.044	0.001	0.023	0.32	-0.32
Levelton	0.100	0.0521	0 076	0.034	0.447	0.21	0.39
Bilbey	0.063	0.0508	0.057	0.009	0.158	6.27	-0.22
Levelton	0.032	0.022	0.027	0.007	0.259	0.44	-0.36
MacKay	0.025	0.013	0.029	0.008	0.421	0.62	-0.46
Levelton	0.079	0.049	0.064	0.021	0.328	0.24	0.22
Quigley	0.076	0.041	0.059	0.025	0.424	0.24	0.34
	0.083	0.066	0.075	0.012	0.160	0.21	-0.14
MacLaren, Ont.	0.010	0.019	0.075	0.012	0.160	0.21	-0.14
Cosburn & Rocket	0.047	0.088	0.068	0.029	0.426	0.23	0.36
	0.061	0.057	0.059	0.003	0.051	0.24	-0.23
Technitrol	0.053	0.026	0.039	0.019	0.487	0.35	0.34
Markell & Racine	0.008	0.014	0.017	0.013	0.765	0.62	-0.45

*CV_T = coefficient of variation for total error.
CV_A = coefficient of variation for analytical method.
CV_{S+P} = coefficient of variation associated with both sampling and pump error.

4.3.3 Laboratory Inspections

Eight (8) laboratory inspections were carried out during the course of the National Testing Survey. There were few problems observed during the site visits, and those were generally easily remediable. The common deficiencies were:

1. inadequate storage containers, refrigeration, etc., or dating of reagent solutions;

2. lack of awareness of potential contamination problems (smoking, general cleanliness, etc.);

3. insufficient attention to purity of reagent water.

4.3.4 Summary of Collaborative Test Results

The collaborative study was performed according to the standard AOAC procedure. Concord Scientific sent standard samples to all labs in the National Testing consortium. The samples were formaldehyde of a known concentration in 1% sodium bisulfite.

The first round consisted of 6 samples. There were 2 samples in each range, high, medium and low. One bottle of each was used for duplicate analysis on day 1. The second bottle was analyzed once on day 2. The normal revised NIOSH procedure was used.

The second round of collaborative tests consisted of 6 samples, 2 ultra low, 2 very low and 2 low range. The third round also consisted of 6 samples, but these were in the very low range and in the low range.

Details of the procedures used may be found in the Statistical Manual of the Association of Official Analytical Chemists (AOAC). The bulk of the statistical analysis was carried out on the data set consisting of single analytical values reported for the "day 2" exercise in round 1 and all of the (single) values reported in rounds 2 and 3. The additional (duplicated) values from "day 1" of round 1 were not used because of the artificial reproduction in variation that would have resulted from averaging the duplicate pairs. That is, analysis of single results leads to a more accurate picture of the uncertainty of an isolate, single measurement.

The basic reason for treating the sums and differences of pairs of results for closely grouped nominal, or accepted, standard samples in the statistical analysis is that the sums will contain both random (precision) variation and systematic (accuracy or bias) variation; whereas the differences contain only random variation. Thus, the two sources of variance can be resolved and quantified.

The F test is used to determine if significant bias or systematic error (S_b) is present.

In the first round, low range and mid-range, the precision and bias are comparable (0.036 versus 0.044 and 0.084 versus 0.095, respectively) but in the high range precision (0.106) exceeds bias (0.075). In the second round, ultra low range, very low range and low range, precision and bias are again approximately equal (0.024 versus 0.027, 0.019 versus 0.038 and 0.021 versus 0.035, respectively). This trend continues in the third round of collaborative tests except in low range Part A+B where bias exceeds precision (0.037 versus 0.059 and 0.021 versus 0.075). The precision and bias of very low range are essentially the same (0.022 versus 0.030).

The precision (S_r) and bias are shown to be equal at lower values, but at higher values random error is greater than systematic error or bias. This is as expected.

The results of the collaborative test provided one of the two components necessary in computing the uncertainty of the reported results. By dividing the S_d (standard deviation of the data) by the mean of the data for each pair of tests the coefficient of variation (CV_A) for the analytical method can be ascertained. For example: from the first round - high range table, S_d = 0.150, X = 2.14

therefore $CV_A = \frac{0.150}{2.14} = 0.07$ and similarly for the second round - ultra low range, S_d = 0.046 and mean value = 0.057

$$CV_A = \frac{0.046}{0.057} = 0.81$$

It is apparent that the coefficient of variation increases as the concentration of the solution decreases. These values of CV_A were used to draw the curve represented in Figure 13 (page 63). The coefficient of variation defined in this way is used to calculate the uncertainty of individual measurements reported later in this report.

4.3.5 Duplicate Sample Analysis

About 1% of all laboratory samples for chromotropic acid analysis were to be split by the various consortium laboratories and sent to Concord Scientific for duplicate analysis. Eighty-eight such samples were received and analyzed (about 90% of the expected number).

Individual pairs of results (Concord and the originating lab) were subjected to statistical analysis to determine whether there were significant differences between the two sets of data. Table 32 displays the student's t-test results for those data.

The presence or absence of a statistically significant difference between Concord's results and those of the originating laboratory cannot be used to demonstrate the accuracy of either set of results. The t-test results, however, do indicate that there was no systematic difference (overall or individually) between the two sets of independent field and laboratory determinations. In other words, the precision of these independent measurements is within bounds determined by (small) random errors.

TABLE 32: t-Test Results.

Collaborative test data - split samples, comparison with CSC.

Laboratory	n	AD	s	s_{AD}	T	t' .01,n-1	Significance
Enviroclean	23	-0.0014	0.0284	0.0059	0.24	2.82	N.S
Proctor & Redfern	4	0.0108	0.0025	0.0013	(8.64)	5.84	S.**
Technitrol	30	-0.0042	0.0096	0.0018	2.40	2.76	N.S.
Atlantic Analytical	8	-0.0021	0.0216	0.0077	0.28	3.50	N.S.
Levelton	21	-0.0020	0.0198	0.0043	0.47	2.85	N.S.
Geortec	2	0.0430	0.0551	0.0390	(1.10)	63.66	N.S.**
Overall	88	0.0021	0.02140	0.0023	0.91	2.64	N.S.

NOTES:

* N.S. = not significant; S = significant

** Questionable because of small sample size

n = Number of samples

AD = Average value of paired differences (Concord result - Lab X result)

S = Standard deviation

S_{AD} = Standard error of the average difference

t = Student's t-statistic for the data = AD/S_{AD}

t' = Student's t-statistic at the 99% confidence level and n-1 degrees of freedom

Significance = The observed mean difference is significantly different from zero, if t equals or exceeds t'

4.3.6 Overall Error Analysis

An error analysis was performed on the data to ascertain the major and minor sources of error in the reported results.

The NIOSH standard for air monitoring accuracy stipulates that the total error (sampling plus analysis) should be less than 25% in at least 95% of the samples analyzed.

The standard adopted for this study was that the absolute total error should be less than 15% for at least 90% of the time.

It has become evident from our field visits and the collaborative study that the 15% error limit has been exceeded and so has the 25% limit set by NIOSH for this method.

The object of the following is to show what absolute total error can be assigned to individual results obtained during the national survey.

For a standard which allows an absolute total error of 25% or less in at least 95% of the samples analyzed, the true coefficient of variation of the total error (CV_T) should be no greater than 0.128. However, the reported CV is subject to certain random errors. Therefore, the experimental value of the coefficient of variation of the total error (average CV_T) must be lower than the CV_T. Allowing for 5% of Type I errors, this value becomes 0.105. This adjustment is made so that the calculated error bars will reflect the true overall uncertainty at the specified confidence level.

For a maximum absolute total error of 15% in at least 90% of the samples taken and analyzed, the coefficient of variation of the total error (CV_T) should be no greater than 0.091.

The actual CV_T is composed of 3 components as follows:

$$CV_T = ((CV_A)^2 + (CV_S)^2 + (CV_P)^2)^{\frac{1}{2}}$$

where CV_A is the coefficient associated with the variation of analysis; CV_S is the coefficient associated with the the variation associated with sampling; CV_P is the coefficient associated with pump error.

Examples of items associated with each of the above are:

CV_S - transferring liquid from impingers to transfer bottles;
- rinsing impingers into transfer bottles;

CV_A - collaborative study;

CV_P - initial calibration;
- replicate analysis;
- condensation in rotameters;
- frequency of rotameter adjustment;
- frequency of recalibration;
- measured low rates.

For the purpose of this study CV_S and CV_P were combined to $CV_{(S+P)}$, giving the operative formula:

$$CV_T = (CV_A^2 + CV_{(S+P)}^2)^{\frac{1}{2}}$$

Normally, one CV_A is determined for an analytical method. However, in this instance, since most of the collected samples were at the lower end of the scale where CV_A increases with decreasing concentration, variable values were used depending upon the range in which the analytical result fits.

Results of the collaborative study reported earlier in this report provided the data necessary to plot the CV_A versus Concentration curve on page 63 (Figure 13).

To use the curve, find the reported value on the X-axis, notice where it intersects the curve and read the corresponding value from the Y-axis. For example, a reported value of 0.1 ppm in the air yields a CV_A of 0.12.

The value for $CV_{(S+P)}$ was calculated from results reported previously. The mean value obtained was 0.16. This value was lower than earlier anticipated, but is still approximately three times its normal value. There were certain very high negative and positive values which cancelled to produce the mean value of 0.16. To ascertain the uncertainty associated with any reported value, a calculation must be made which includes a CV_A associated with that value and the $CV_{(S+P)}$ value of 0.16.

As an illustration, consider the reported value of 0.2 ppm. From the CV_A curve, the CV_A at 0.2 ppm is 0.12.

Therefore, $CV_T = ((0.12)^2 + (0.16)^2)^{\frac{1}{2}}$

$= (0.0144 + 0.0256)^{\frac{1}{2}}$

$CV_T = 0.2$

Hence, the true value for the sample at 90% confidence:

TV = reported value $\pm$ 1.65* x CV_T x reported value

TV = 0.2 ppm $\pm$ 1.65 x 0.2 x 0.2
= 0.2 ppm $\pm$ 0.066

Table 33 summarizes various values.

TABLE 33: Overall uncertainty of results.

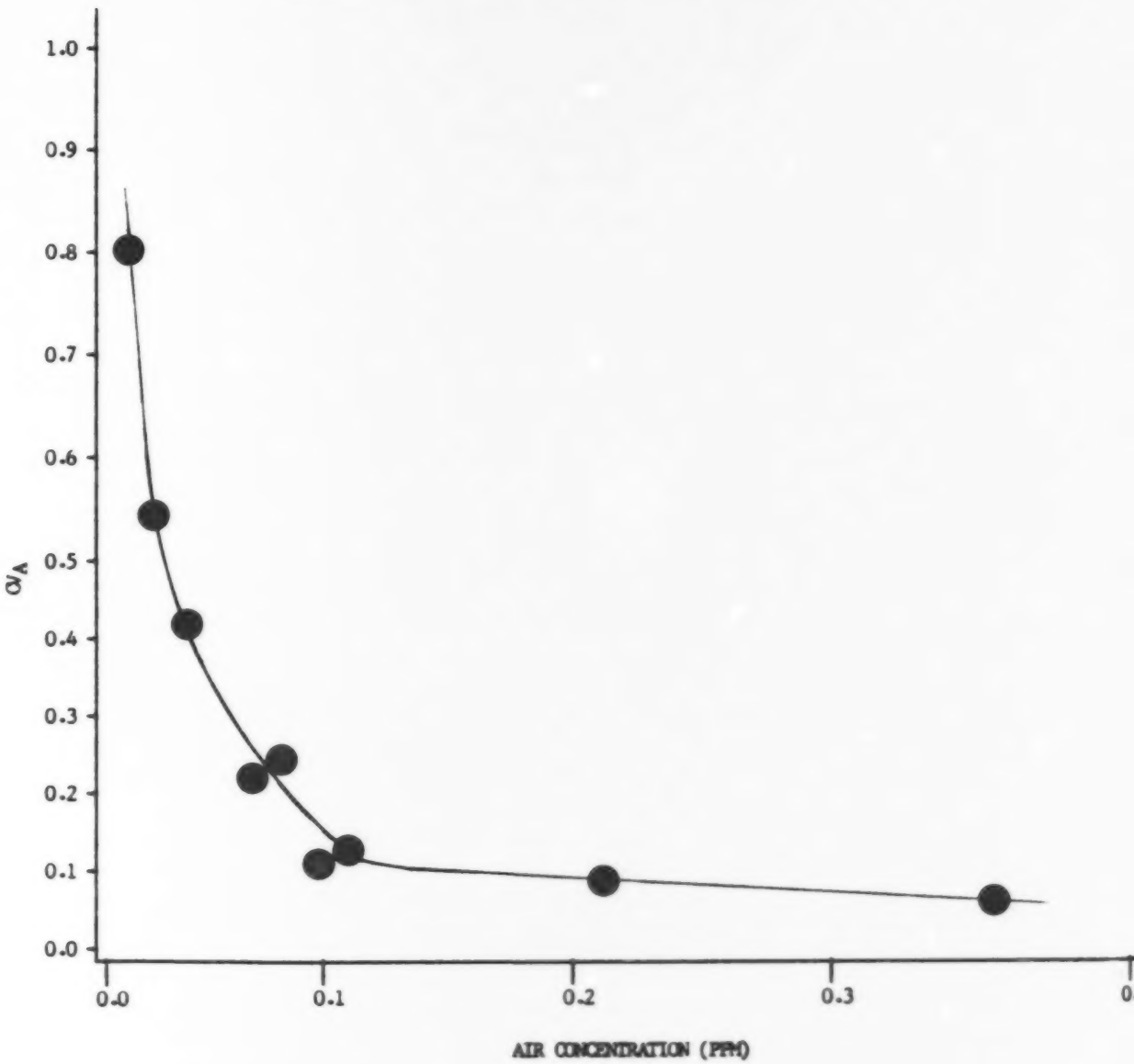
Reported concentration	CV_T	Absolute uncertainty [a]	% Uncertainty [b]
0.20 ppm	0.20	$\pm$0.06633	
0.15	0.21	$\pm$0.052	34
0.10	0.23	$\pm$0.038	38
0.08	0.26	$\pm$0.034	43
0.06	0.29	$\pm$0.029	48
0.05	0.32	$\pm$0.027	54
0.04	0.38	$\pm$0.025	63
0.03	0.43	$\pm$0.021	70
0.02	0.55	$\pm$0.018	90
0.01	0.77	$\pm$0.013	130

The magnitude of the uncertainty decreases with concentration in the table; however, the percentage of the reported value increases dramatically for concentrations lower than 0.1 ppm. This reflects the increase in CV_A below 0.1 ppm.

[a] / [b] % at 90% confidence level.
For "normal" CV_P of 0.05, each value in the the column would be reduced by about 20%.

* NOTE : 1.65 = number of standard deviations necessary to encompass the 90% level of confidence limits.

FIGURE 13: CV_A VERSUS CONCENTRATION FOR COLLABORATIVE TEST RESULTS



4.3.7 Assessment of Field and Laboratory Data Sheets

One of Concord's requirements was to assess approximately 10% of the data sheet packages received to determine whether the quality control criteria that had been specified were met in this statistical sample of the data. The major quality control checks were:

1. relative difference between formaldehyde concentrations of replicate pairs of NIOSH impinger samples: less than 15%;

2. formaldehyde concentration in field blank samples: less than 0.125 ug/ml;

3. relative "average" Draeger wall cavity to NIOSH room air formaldehyde concentrations should typically not fall outside of the range 1:5 to 1:60; otherwise, flag result as questionable and investigate.

These quality control criteria were to be tabulated by the consortium field supervisors to indicate that they were carrying out the specified quality control activities regularly. These data were to be summarized in a weekly report to Concord, polled by telephone and using the format provided (see "Weekly QA/QC Summary" Appendix E of Annex VI). Failure to meet the quality control criteria does not mean that the data are invalid, merely that causes of possible error should have been sought.

Of the 117 sets of data sheets checked, 49, or 42%, did not meet one or more of the QC criteria indicated by the table headings. About three-quarters of the variations were failures to meet the rule-of-thumb criterion for the ratio of the wall cavity formaldehyde concentration to the corresponding room air concentration. Housing construction and other factors govern this ratio, in addition to operator error.

The original intent of this exercise was to check the consistency of QC results reported by the consortium. In the absence of such data, which were not supplied by the consortium, the original intent could not be realized. The sample reviewed, however, does suggest that a significant number of failures to meet the QC criteria should have been flagged by field supervisors during the course of the testing program and remedial feedback measures considered. The relative haste with which the program was conducted prevented, in part, the achievement of this aspect of QC.

5.0 SUMMARY

5.1 Summary of Telephone Survey

One of the goals of this survey was to estimate the number of homes in Canada containing UFFI. Since quota sampling techniques were employed in the selection of respondents, results should be interpreted with much caution and the actual 95% confidence limits for estimates should be considered as "at least as large" as those given in the report. The estimations should only be used to represent the general magnitude of the situation in Canada and values at the provincial level should not be used, with the possible exception of Ontario for homes with UFFI in the control file, and Ontario and Quebec for UFFI homes in the RIIW (Rigid Insulation in Wall) file. The estimate of homes containing UFFI from the RIIW file was 26,456 $\pm$952 and UFFI homes from the control file (all homes listed in the CHIP records less RIIW homes) was 76,100 $\pm$ 20,300.

5.2 Summary of the National Testing Survey

The analysis of the data was divided into 4 sections:

1. summary statistics for homes within each province;
2. a study of the relationships between formaldehyde measurements and other measurements on the home;
3. a study of the relationship between the formaldehyde measurements and the manufacturer;
4. a study of the relationship of reported health problems to the levels of the formaldehyde measurements.

5.2.1 Analysis by Province

There appear to be large differences among the provinces for all measurements (see Table 14, page 20). Features which stand out are:

a. the small differences of the average NIOSH readings between UFFI and control homes in Manitoba, Saskatchewan and British Columbia. These small differences are strange, in light of the average Draeger readings which exceed the national average in all 3 provinces;

b. the very high NIOSH readings for Ontario in both the UFFI and control homes. The Draeger readings in Ontario are very close to the national average;

c. the results in Quebec, which are low in all measurements for both the UFFI and control homes.

5.2.2 Study of Relationships

- NIOSH versus Others

This study was a failure in the sense that it was not possible to find strong relationships between the NIOSH readings and other explanatory variables measured on the home. One important, but obvious finding is that any relationships which do exist depend in the location of the UFFI (between brick and sheathing, in the stud space, etc.).

In light of findings that NIOSH readings in a home can change by a factor of 2 within a given day, it is not surprising that difficulties were encountered in trying to predict NIOSH values from other factors which were constant. It is more hopeful that week-long readings, such as passive dosimeter values, would be predictable since these are not subject to such short term changes.

In all cases, the Draeger readings were positively correlated with the average NIOSH readings (see Figure 8, page 40). However, this correlation was not strong enough to allow predictions to be made.

- Draeger versus Others

This study attempted to relate the average Draeger readings to the measured structural and weather variables. Once again, no strong relationships were found.

It does appear that the average Draeger reading decreases with the age of the UFFI and increases with the vapour level and wood moisture levels (see Figures 9, 10, and 11 on pages 41, 42 and 43 respectively).

The main obvious conclusion here is that it appears that Draeger readings depend mainly on the foam and its immediate surroundings and not other structural factors in the home. More detailed information on the foam itself is probably necessary to understand this relationship.

- NIOSH/Draeger versus Others

This ratio varies enormously and the variation could not be explained by the measured factors. A subsequent analysis showed that the distribution of the ratio was very skewed (page 38). This cannot be explained by a simple non-linear relationship (e.g., quadratic) between NIOSH and Draeger.

5.2.3 Relationship between Formaldehyde Measurements and the Manufacturer

No relationships were found here. Further breakdown by location of UFFI did not reveal any obvious patterns. It is possible that the large provincial differences obscured the effect of the foam type.

5.2.4 Health Problems

If the average NIOSH or fungal levels are related to health problems, we should see that the percentage of residents with health problems increases as the average fungal counts or NIOSH increases. The assessment of this dose:response relationship between NIOSH, fungal counts and health symptoms was performed on 4 groups, as follows:

1. Smokers;
2. Non-smokers;
3. Resident working inside the home;
4. Resident working outside the home.

The reason these groups were examined separately is that it was felt that their responses to NIOSH and fungal counts in the case of smokers, and their degree of exposure to NIOSH and fungal counts in the case of work location, might differ significantly.

The expected relationship between NIOSH and health problems was not substantiated for any of the 4 groups. Smokers and workers inside the home showed an overall elevation of symptoms, but these were constant across the NIOSH classes. Generally, fungal counts also showed no apparent relationship between the health symptoms and the level of fungal counts. Sleeplessness and fatigue, among those working inside the home, were exceptions to this. In this group, high fungal counts seem to be associated with more sleeplessness and fatigue.

These health analyses were also performed excluding the Maritime Provinces, since it was felt that the NIOSH readings were "subject to more measurement error" in this region (see QA/QC results). The results from these analyses did not differ markedly from those which included the Maritimes.

In these analyses one fact should be stressed: that these comparisons are all done within homes which have UFFI. A more appropriate assessment would have to include control homes in the analyses. However, if we preface all our conclusions by stating that they apply solely to UFFI homes, we can say that there does not appear to be any dose:response relationship between NIOSH and reported health problems.

Recommendations for further research:

1. acquire health information on the control homes to see if there is a threshold effect as we move from not having UFFI to having UFFI;

2. investigate possible age, sex, smoking, etc. effects and interactions as they relate to a possible NIOSH/health relationship. It is possible that confounding factors might be washing out a NIOSH/health relationship;

3. use passive dosimeter readings instead of active NIOSH for health analyses. The dosimeter values might be more stable or better indicators of formaldehyde exposure;

4. examine the group with previous health symptoms for formaldehyde/health problem relationship. This might be a group of "sensitives" which exhibit a response to environmental irritants.

5.3 Summary of QA/QC

The following conclusions are drawn from the data presented in the final report:

1. the overall variation of the combined sampling/analytical method was greater than anticipated (see Table 33 page 62), as described in QA/QC specifications. If we were to define a limit of reliability to characterize the overall method, the following could be chosen:

   $\pm$ 50% overall variation (uncertainty), 0.06 ppm
   $\pm$ 100% overall variation (uncertainty), 0.02 ppm

   A reasonable definition of a limit of reliability, then, would be 0.06 ppm. Lower concentrations would have uncertainty for an individual measurement greater than 50%;

2. the overall performance of the analytical laboratories was very good;

3. the overall performance of the sampling method was worse than anticipated. The coefficient of variation for this component, for example, was about three times the typical NIOSH expectation of about 6%;

4. one objective of the study was to produce 90% valid data.

   Judging from the overall laboratory performance and the percent of field duplicates within the criterion (60%), the objective appears to have been approached.

   Qualitative assessments can be derived from Concord's field experience. It appeared that 16 of the 20 homes in which parallel sampling was carried out would have produced results of reasonable quality. Generally, no serious problems were observed in the following regions:

   - West (Levelton, et. al.);
   - Ontario (Scanada, MacLaren);
   - Newfoundland (Geortec);
   - Some problems were observed in Quebec/Ontario (Technitrol).

   Serious problems were observed in Nova Scotia and New Brunswick (Atlantic Analytical, MacLaren) with retesting of homes required in New Brunswick.

   Parallel sampling was not carried out with Proctor and Redfern or Warnock-Hersey field teams;

5. the review of about half the number of data sheet sets specified for QA/QC (10% of the total or approximately 240) indicated that about 42% of these did not meet one or more of the QC criteria, predominantly that of the wall cavity/room air ratio of formaldehyde concentrations. The basis and meaningfulness of this criterion should be reviewed in light of the extensive data generated by this survey.

Some recommendations arising from these conclusions are:

i) more explicit equipment specifications should be given for future surveys of this type, including explicit pump calibration specifications (primary standards, etc.);

ii) a more sensitive combined sampling and analysis method should be considered, so that, for example, a shorter sampling period could be used;

iii) a longer project lead time would have improved the quality of the results, primarily allowing more time for training and laboratory QC development.

6.0 LIST OF ANNEXES (not included with report)

I. Technical Specifications for Federal Government 2,300 Home Test Programme, 1981.

II. Protocol for the Retest of Homes in New Brunswick.

III. The Report on the National Testing Survey to the Board of Review by the Urea Formaldehyde Foam Insulation Information and Coordination Centre.

IV. Supplement No. 1 to the Report on the National Testing Survey to the Board of Review by the Urea Formaldehyde Foam Insulation Information and Coordination Centre.

V. The Analysis of the National Testing Survey Data: A report by MacKay and Young Consulting: Prepared for the UFFI Information and Coordination Centre, April 8, 1982.

VI. UFFI National Testing Program QA/QC Final Report: Prepared by Concord Scientific Corporation, February 1982.

VII. Urea Formaldehyde Foam Insulation: Problem Identification and Remedial Measures For Wood-Frame Construction. R.P. Bowen, C.J. Shirtliffe and G.A. Chown. Building Practice Note No. 23, Division of Building Research, National Research Council of Canada, 1981.

RAPPORT FINAL DE L'ENQUÊTE NATIONALE DE VÉRIFICATION EFFECTUÉ PAR LE CENTRE D'INFORMATION ET DE COORDINATION SUR LA MOUSSE ISOLANTE D'URÉE-FORMALDÉHYDE (CIC-MIUF)

Préparé par: Le Centre sur la MIUF
Date: septembre 1983

Rapport final sur l'Enquête nationale de vérification effectué par le Centre d'information et de coordination sur la mousse isolante d'urée-formaldéhyde

En septembre 1981, Consommation et Corporations Canada, par l'intermédiaire du Centre sur la MIUF, a lancé une Enquête nationale de vérification (ENV) pour évaluer l'étendue et la gravité des problèmes reliés à la présence de mousse isolante d'urée-formaldéhyde dans les habitations canadiennes. Après avoir choisi les participants grâce aux dossiers du Programme d'isolation thermique des résidences canadiennes (PITRC), on a effectué 3 202 entrevues téléphoniques et receuilli des données dans 2 311 maisons. Ce sondage a permis d'estimer que 26 456 $\pm$ 952 habitations canadiennes ont reçu une subvention du PITRC pour l'installation de la MIUF, et que 76 100 $\pm$ 20 300 propriétaires supplémentaires ont fait installer de la MIUF dans leurs habitations tout en recevant une subvention du PITRC pour l'installation d'autres matériaux isolants. La vérification du formaldéhyde a été effectuée en octobre 81 par un consortium comprenant: Atlantic Analytical Ltd., Beak Analytical Services Ltd., Concord Scientific Corp., Environclean Ltd., Geortec Ltd., B.H. Levelton and Associates Ltd., McLaren Plan Search Ltd., Proctor and Redfern Ltd., Scanada Consultants Ltd., Technitrol Canada Ltd., et Warnock-Hersey Ltd. La concentration moyenne de formaldéhyde dans l'air ambiant, mesurée à l'aide d'une technique NIOSH modifiée, était de 0,054 ppm* dans les maisons isolées à la MIUF et de 0,036 ppm dans les maisons non isolées à la MIUF. L'analyse statistique effectuée par MacKay et Young Consultants Ltd., n'a révélé aucun rapport spécifique ou significatif dose-réaction entre les effets sur la santé et la concentration de formaldéhyde, mais il semblait possible qu'il existe un rapport entre la durée de l'exposition et la symptomatologie. Le rapport final présente l'analyse complète de toutes les données et informations.

Pour plus de renseignements, veuillez contacter le Centre sur la MIUF, Place du Centre, 4ième étage, 200, Promenade du Portage, Hull (Québec), K1A 0J9 ou composez le 1-800-567-6870 au Canada, 112-800-567-6870 en C.B. et 99[illegible]55 pour la région Ottawa/Hull.

* ppm: partie par million

RAPPORT FINAL SUR L'ENQUÊTE NATIONALE DE VÉRIFICATION
RÉSUMÉ ADMINISTRATIF

Bien qu'on ait voulu choisir tout à fait au hasard les participants au sondage téléphonique national et ceux à l'Enquête nationale de vérification, on a finalement dû procéder à la sélection par la méthode de l'échantillonnage par quotas. L'extrapolation des données de l'enquête et du sondage doit être prudente car les évaluations présentées dans ce rapport supposent que les participants ont tous été choisis au hasard. Il faut donc considérer que toutes les limites de fiabilité réelles sont "au moins aussi grandes" que celles données.

Les dossiers du Programme d'isolation thermique des résidences canadiennes (PITRC) (en date du 1er mars 1981) ont été divisés en deux groupes aux fins de l'analyse: le dossier de contrôle et le dossier de l'isolant rigide dans les murs (IRDM). Le tableau I présente une estimation du nombre d'habitations canadiennes isolées à la MIUF, d'après le dossier de contrôle. Étant donné le nombre et la répartition des échantillons, on n'a obtenu que les estimations suivantes: Ontario, Québec, reste du Canada, et Canada au complet. Le tableau II présente une estimation du nombre d'habitations canadiennes isolées à la MIUF d'après le dossier IRDM.

Ces deux dossiers ont été évalués indépendamment, mais pas tout à fait au hasard; les totaux ne peuvent donc être combinés pour donner une estimation précise du nombre total d'habitations canadiennes isolées à la MIUF. Comme l'estimation du dossier de contrôle est basée sur le plus volumineux des deux dossiers (851 187 comparés à 50 770), on considère que cette valeur représente le plus précisément, aux fins de la présente étude, le nombre d'habitations canadiennes isolées à la MIUF. Bien que les dossiers du PITRC n'incluent pas la Nouvelle-Écosse ni l'Ile-du-Prince Édouard, le nombre total d'habitations dans ces deux provinces est faible (<3 000) et serait absorbé dans la limite de fiabilité de toutes les estimations.

Le tableau III résume le nombre d'habitations vérifiées au terme de l'Enquête nationale de vérification. Cette enquête a porté sur 2 311 habitations. Les tableaux IV et V résument les concentrations de formaldéhyde par province et par catégorie de sélection, respectivement. La concentration moyenne de formaldéhyde était de 0,054 ppm dans les habitations isolées à la MIUF et de 0,036 ppm dans les habitations non isolées à la MIUF. La moyenne des mesures de ces deux groupes a grandement varié d'une province à l'autre; notons qu'au Manitoba, la majorité des habitations dans lesquelles la concentration de formaldéhyde excédait 0,1 ppm n'étaient pas isolées à la MIUF.

Les concentrations de formaldéhyde semblent correspondre à une certain nombre de facteurs. La concentration dans une pièce varie avec la concentration dans le mur isolé. La concentration dans les murs varie avec l'âge de la MIUF et avec la teneur en vapeur d'eau dans le mur. De plus, la concentration moyenne de formaldéhyde dans une pièce semble dépendre de l'emplacement de la MIUF dans le mur et/ou du type de construction (maçonnerie vs charpente en bois) (tableau VI).

L'Assurance de la qualité et le Contrôle de la qualité ont révélé que la diversité globale des mesures était plus grande que prévue. Le tableau VII résume la variabilité globale des mesures obtenues lors de visites sur le terrain, par examen du matériel et grâce au personnel des divers laboratoires, ainsi que l'évaluation des résultats de l'analyse des échantillons amplifiés et partagés entre les laboratoires. L'incertitude des résultats a augmenté à mesure que diminuait la concentration. Les principales causes de cette augmentation de l'incertitude des résultats semblent être:

a) la variabilité du matériel des divers laboratoires. Le choix de ce matériel dépendait au moins partiellement de leur disponibilité et de leur coût;

b) la méthode analytique. Il aurait mieux valu employer une méthode d'analyse plus précise que la méthode de l'acide chromotropique (NIOSH);

c) le court temps de préparation du projet. Comme l'ENV devait être lancée le plus tôt possible, la période de formation du personnel et le développement du CQ des laboratoires ont été trop courts.

TABLEAU I: Nombre approximatif d'habitations isolées à la MIUF - dossier de contrôle

Province	Nombre de propriétaires contactés	Proportion de ces habitations isolées à la MIUF [a]	Nombre approximatif des habitations isolées a la MIUF	Limite de fiabilité
Ontario	224	0,0492	23 600	± 13 600
Québec	216	0,1435	15 900	± 5 200
autres	108	0,0648	16 900	± 12 100
*Canada	548	0,0894	76 100	± 20 300

a - Calculée d'après les données du tableau 3 du rapport final

TABLEAU II: Nombre approximatif d'habitations isolées à la MIUF - dossier des murs rigides

Province	Nombre approximatif d'habitations isolées à la MIUF	Limite de fiabilité
Alberta	514	± 128
Colombie-Britannique	1 640	± 218
Manitoba	3 275	± 265
Nouveau-Brunswick	4 285	± 287
Terre-Neuve	473	± 112
Ontario	14 217	± 697
Québec	3 654	± 351
Saskatchewan	734	± 161
*Canada	26 456	± 952

TABLEAU III: Nombre d'habitations vérifiées, par province et par catégorie de sélection.

Province	Contrôle	Priorité	CIC-MIUF	PITRC	Revérifiées
Colombie-Britannique	27	14	81	44	-
Alberta	7	-	12	25	-
Saskatchewan	9	-	5	34	-
Manitoba	22	-	14	94	-
Ontario	140	37	147	541	-
Québec	132	37	323	237	-
Nouveau-Brunswick	18	5	3	53	78
Nouvelle-Écosse	17	-	83	-	-
I-.P-.É-.	2	-	11	-	-
Terre-Neuve	9	-	12	34	-
*Canada	383	93	691	1 066	78 = 2 311

* La valeur pour le Canada n'égale pas la somme des valeurs provinciales, car ces dernières ne représentent pas des valeurs réelles, mais plutôt des estimations fondées sur les proportions. Pour de plus amples détails, voir la page 15 du rapport final.

TABLEAU IV: Comparaison sommaire entre la concentration de formaldéhyde dans les habitations isolées et non isolées à la MIUF.

	HABITATIONS ISOLÉES A LA MIUF		HABITATIONS DE CONTROLE		
Province	Concentration [a] dans les pièces (ppm)	Pourcentage des maisons à concentration supérieure à 0,1 ppm	Concentration [b] moyenne dans les cavités murales (ppm)	Concentration [a] moyenne dans les pièces (ppm)	Pourcentage des maisons à concentration supérieure à 0,1 ppm
T-Neuve	0,060	13	3,27	0,033	-
I.-P.-É.	0,045	-	1,31	0,030	-
N.-É.	0,076	18	2,27	0,052	6,0
N.-B.	0,061	14	2,71	0,038	-
Québec	0,039	6	1,74	0,026	1,5
Ontario	0,067	16	2,23	0,044	5,0
Man.	0,040	2,8	2,91	0,035	4,5
Sask.	0,039	-	2,56	0,034	-
Alberta	0,052	5,6	2,28	0,029	-
C.-B.	0,039	1,4	3,07	0,031	-
Canada	0,054	10,3	2,25	0,036	2,85

[a] Mesurée par la méthode NIOSH révisée.
[b] Mesurée au tube Draeger détecteur de formaldéhyde 0,5/a.

TABLEAU V: Sommaire des concentrations de formaldéhyde en fonction des critères de sélection des habitations.

Critère de sélection	Nombre d'habitations	Concentration moyenne à l'intérieur (ppm) [a]	% supérieur à 0,1 ppm	Concentration maximale moyenne à l'intérieur (ppm) [b]	% supérieur à 0,1 ppm	Concentration moyenne à l'extérieur (ppm)
Priorité Dossiers-CIC-MIUF	93	0,119 [c]	46,2	0,145	52,7	0,007
Dossiers PITRC	690	0,044 [c]	6,2	0,051	9,1	0,008
Revérification au N.-B.	1 063	0,054 [c]	9,9	0,064	15,1	0,009
Contrôle (Dossiers PITRC)	78	0,060 [c]	10,3	0,072	21,8	0,014
	383	0,036	2,9	0,044	5,2	0,007

[a] Calculée en faisant la moyenne de la concentration moyenne de formaldéhyde dans toutes les habitations d'une catégorie de sélection.

[b] Calculée en faisant la moyenne de la concentration maximale de formaldéhyde dans toutes les habitations d'une catégorie de sélection.

[c] Différence significative par rapport aux habitations de contrôle.

TABLEAU VI: concentration de formaldéhyde selon l'emplacement de la MIUF.

Classe	Moyenne NIOSH (ppm)	Moyenne DRAEGER (ppm)
MIUF entre la brique et revêtement	0,043(560)	1,45
MIUF entre les poteaux d'ossature murale	0,061 (1 086)	2,64
MIUF entre les murs de brique	0,050 (162)	2,87

TABLEAU VII: Imprécision générale des résultats.

Concentration rapportée	CV_T	Imprécision	Pourcentage d'imprécision
0,20 ppm	0,20	±0,066	33
0,15	0,21	±0,052	34
0,10	0,23	±0,038	38
0,08	0,26	±0,034	43
0,06	0,29	±0,029	48
0,05	0,32	±0,027	54
0,04	0,38	±0,025	63
0,03	0,43	±0,021	70
0,02	0,55	±0,018	90
0,01	0,77	±0,013	130

TABLE DES MATIÈRES

		PAGE
	RÉSUMÉ ADMINISTRATIF	i
	LISTE DES TABLEAUX	1
	LISTE DES FIGURES	4
1.0	INTRODUCTION	6
2.0	MÉTHODOLOGIE	7
2.1	Sondage téléphonique et sélection des habitations pour la vérification du PITRC	8
2.2	Sélection des habitations non isolées à la MIUF (de contrôle)	8
2.3	Mesure de la concentration de formaldéhyde	8
2.4	Teneur en humidité des charpentes de bois et teneur en vapeur d'eau des cavités	9
2.5	Tests fongiques	9
2.6	Données météorologiques	9
2.7	Analyse statistique	9
2.8	Autres méthodes	10
2.9	Assurance de la qualité/Contrôle de la qualité (AQ/CQ)	10
3.0	PROBLÈMES	11
4.0	RÉSULTATS	12
4.1	Analyse de sondage téléphonique sur la MIUF	12
4.2	Analyse de l'Enquête nationale de vérification	18
4.2.1	Sommaire des résultats	18
4.2.2	Rapport entre la concentration de formaldéhyde et les autres facteurs	29
4.2.2.1	Habitations contenant de la MIUF entre la brique et le revêtement	33
4.2.2.2	Habitations contenant de la MIUF entre les poteaux d'ossature murale	36
4.2.2.3	Habitations contenant de la MIUF entre les murs de brique	38
4.2.3	Analyse supplémentaire des rapports NIOSH/Draeger	39
4.2.4	Analyses diverses	40
4.2.5	Problèmes de santé	41

4.2.6 Analyse comparée des résultats provenant des dispositifs passifs et des mesures actives du formaldéhyde 50
4.2.7 Développement préliminaire du Programme sur la MIUF 50
4.3 Assurance de la qualité/Contrôle de la qualité 54
4.3.1 Résumé des inspections sur le terrain et en laboratoire 54
4.3.2 Échantillonnage en double 55
4.3.3 Inspections des laboratoires 59
4.3.4 Résultats sommaires des tests effectués en collaboration 59
4.3.5 Analyse des doubles 61
4.3.6 Analyse des erreurs globales 63
4.3.7 Évaluation des feuilles de données remplies sur place et en laboratoire 67

5.0 RÉSUMÉ 68

5.1 Résumé du sondage téléphonique 68
5.2 Résumé de l'Enquête nationale de vérification 68
5.2.1 Analyse par province 68
5.2.2 Étude des rapports 69
5.2.3 Rapport entre la teneur en formaldéhyde et l'identité du fabricant 70
5.2.4 Problèmes de santé 70
5.3 Résumé de l'AQ/CQ 71

6.0 LISTE DES ANNEXES 73

LISTE DES TABLEAUX

		PAGE
	Nombre d'habitations, par province, pour lesquelles des données sont disponibles.	13
2.	Nombre approximatif d'habitations isolées à la MIUF - dossier des murs rigides.	14
3.	Nombre approximatif d'habitations inscrites au dossier de contrôle, par province.	14
4.	Nombre approximatif d'habitations inscrites au dossier de contrôle et isolées à la MIUF.	15
5.	Pourcentage des habitations isolées à la MIUF où on a refusé de permettre les tests.	15
6.	Pourcentage des habitations isolées à la MIUF où on a rapporté des problèmes de santé, selon l'année de la demande de subvention.	16
7.	Pourcentage des habitations isolées à la MIUF, inscrites au fichier de contrôle et où on a rapporté des problèmes de santé, selon l'année de la demande de subvention.	16
8.	Pourcentage des propriétaires qui ont ou n'ont pas rapporté de problèmes de santé et ont refusé de permettre les tests.	17
9.	Pourcentage des propriétaires inscrits au dossier IRDM et ayant refusé de permettre les tests, y compris ceux qui se sont désistés pendant le programme de vérification.	17
10.	Données erronées de l'Enquête nationale de vérification.	18
11.	Nombre d'habitations vérifiées, par province et par catégorie de sélection.	19
12.	Description de l'échelle verticale des figures 1,2,3 et 4.	20
13.	Effet sur les résultats finaux des concentrations de formaldéhyde trop faibles pour être détectées par les méthodes de tests.	20
14.	Sommaire des concentrations de formaldéhyde dans les habitations isolées et non isolées à la MIUF.	21

15. Sommaire des concentrations de formaldéhyde selon les critères de sélection des habitations. 22

16. Analyse statistique des concentrations moyennes de formaldéhyde à l'intérieur des habitations vérifiées de diverses catégories. 23

17. Concentration de formaldéhyde selon l'emplacement de la MIUF. 29

18. Liste et description des variables de l'analyse des données de l'ENV. 30, 31, 32

19. Facteurs significatifs de l'analyse des lectures NIOSH par rapport à tous les autres facteurs pour les habitations contenant de la MIUF entre la brique et le revêtement. 33

20. Coefficients des facteurs significatifs de l'analyse des concentrations Draeger dans les habitations contenant de la MIUF entre la brique et le revêtement. 34

21. Coefficients des facteurs significatifs de l'analyse des concentrations NIOSH dans les habitations contenant de la MIUF entre les poteaux d'ossature murale. 36

22. Coefficients des facteurs significatifs de l'analyse des concentrations Draeger dans les habitations contenant de la MIUF entre les poteaux d'ossature murale. 38

23. Sommaire des rapports NIOSH/Draeger 39

24. Répartition des habitations selon divers rapports NIOSH/Drager et selon l'emplacement de la MIUF. 40

25. Pourcentage des résidants ayant eu des problèmes de santé, basé sur la classe moyenne NIOSH et le fait qu'ils fument ou non. 47

26. Pourcentage des résidants ayant eu des problèmes de santé, répartis selon la classe moyenne NIOSH et travaillant à la maison ou ailleurs. 48

27. Pourcentage des résidants ayant eu des problèmes de santé, classé selon le décompte fongique et travaillant à la maison ou ailleurs. 49

28. Critères de classification de l'énoncé des travaux. 52

29. Répartition (en %) des habitations inscrites au dossier CIC-MIUF selon la classification de l'énoncé des travaux. 53

30. Répartition (en %) des habitations inscrites au dossier du PITRC selon la classification de l'énoncé des travaux. 53

31. Résultats de l'échantillonnage en double. 57, 58

32. Résultats des tests: données des tests effectués en collaboration - échantillons partagés, comparaison avec CSC. 62

33. Imprécision générale des résultats. 65

LISTE DES FIGURES

		PAGE
1.	Histogramme de la répartition des concentrations moyennes de formaldéhyde mesurées selon NIOSH dans les habitations isolées à la MIUF.	24
2.	Histogramme de la répartition des concentrations maximales de formaldéhyde mesurées selon NIOSH dans les habitations isolées à la MIUF.	25
3.	Histogramme de la répartition des concentrations moyennes de formaldéhyde dans les cavités murales des habitations isolées à la MIUF.	26
4.	Histogramme de la répartition des concentrations maximales dans les cavités murales des habitations isolées à la MIUF.	27
5.	Histogramme de la répartition des concentrations de formaldéhyde dans les habitations par rapport au pourcentage des habitations pour lesquelles au moins un échantillon Draeger a révélé qu'ils s'agissait de MIUF de la classe E.	28
6.	Graphique comparatif entre les concentrations NIOSH prévues et réelles de formaldéhyde dans les habitations isolées à la MIUF entre la brique et le papier de revêtement.	35
7.	Graphique comparatif entre les concentrations NIOSH prévues et réelles de formaldéhyde dans les habitations isolées à la MIUF entre les poteaux d'ossature murale.	37
8.	Graphique comparatif entre les moyennes NIOSH (ppm) et Draeger (ppm), selon le type de cavité.	42
9.	Graphique comparatif entre les moyennes Draeger et l'âge de la MIUF selon le type de cavité.	43
10.	Graphique comparatif entre les moyennes Draeger et la teneur moyenne en vapeur d'eau, selon le type de cavité.	44
11.	Graphique comparatif entre les moyennes Draeger et la teneur moyenne en humidité du bois, selon le type de cavité.	45

12. Rendement comparé des appareils de mesure passifs LBL, des dosimètres passifs DuPont et des mesures actives Oak Ridge de formaldéhyde. 51

13. Courbe comparative entre le CV_A et la concentration, selon les résultats des tests effectués en collaboration. 64

1.0 INTRODUCTION

La mousse isolante d'urée-formaldéhyde (MIUF) est utilisée au Canada depuis le début des années 60, surtout dans les édifices commerciaux et industriels. A la suite de la mise au point d'une norme sur la mousse par l'Office des normes générales du Canada (ONGC), la Société canadienne d'hypothèques et de logement (SCHL) a homologué en 1977 l'emploi de la MIUF comme isolant dans les habitations. La MIUF devait être strictement utilisée au-dessus du sol, dans les cavités murales verticales vides des habitations dans lesquelles les vapeurs émises au cours du séchage pouvaient s'échapper à l'extérieur. Par suite de l'injection de la mousse là où l'interdisaient les recommandations de l'ONGC et de la SCHL, la sensibilité apparente de nombreux occupants au gaz de formaldéhyde dégagé pendant et après le séchage a entraîné, en décembre 1980, l'interdiction d'utiliser ce produit. En avril 1981, un comité de révision des produits dangereux a conclu que l'interdiction devait être prolongée; en juin 1981, Consommation et Corporations Canada a été chargé de coordonner les activités de toutes les agences gouvernementales intéressées au problème de la MIUF. Le 15 juin 1981, le Centre d'information et de coordination sur la MIUF (CIC-MIUF) était mis sur pied afin d'informer le public, de coordonner les efforts avec les provinces et de procéder à une Enquête nationale de vérification (ENV). Cette enquête, dont l'objectif était de déterminer l'importance du problème que causait la MIUF au Canada, a été réalisée par l'analyse des données du sondage téléphonique et des concentrations de formaldéhyde dans les cavités murales et les zones habitées des maisons isolées ou non à la MIUF.

2.0 MÉTHODOLOGIE

On a désigné quatre catégories d'habitations aux fins de l'ENV:

a. les habitations isolées à la MIUF dont les occupants ont rapporté de sérieux problèmes de santé ou ont déménagé (environ 100);

b. les autres habitations isolées à la MIUF, choisies à partir du dossier CIC-MIUF et des dossiers provinciaux (environ 700);

c. les habitations isolées à la MIUF, choisies à partir des dossiers du Programme d'isolation thermique des résidences canadiennes (PITRC) (envrion 1 200);

d. les habitations de contrôle (non isolées à la MIUF) choisies à partir des dossiers du PITRC (environ 400).

On a choisi les habitations de telle façon que le rapport entre les habitations de contrôle et celles isolées à la MIUF soit de 1 à 5.

2.1 Sondage téléphonique et sélection des habitations pour la vérification du PITRC

Les dossiers du PITRC n'indiquent pas si l'habitation est isolée à la MIUF, mais seulement si ses murs contiennent de l'isolant rigide (dossier IRDM), y compris le polystyrène, le polyuréthane, etc. Un sondage téléphonique a permis d'obtenir le nombre voulu d'habitations pour l'ENV à partir du dossier IRDM et de connaître la gravité du problème que cause la MIUF d'un océan à l'autre.

Des 50 770 habitations inscrites au dossier IRDM le 1er mars 1981, 8 000 ont été retenues au hasard et classées selon leur code postal. En parcourant cette liste de 8 000 habitations, on en a coché une sur 33; les habitations ainsi retenues ont servi de point de départ à la sélection de 5 habitations par localité. On a contacté le propriétaire de toutes les habitations adjacentes à chaque habitation retenue en lui demandant de répondre aux questions du sondage. Après avoir réuni 5 habitations admissibles (contenant de la MIUF) dont le propriétaire consentait aux tests, on passait à l'habitation suivante retenue et on recommençait le processus.

Plus de 3 000 propriétaires ont participé au sondage et environ 240 groupes de 5 habitations isolées à la MIUF ont été retenus pour les tests. L'Ile-du-Prince-Édouard et la Nouvelle-Écosse ne participaient pas au PITRC. On a donc choisi 10 habitations isolées à la MIUF à l'I.-P.-É. et 84 en N.-É. à partir des dossiers du RTT (Réseau téléphonique transcanadien), des rapports provinciaux et des dossiers des installateurs de mousse. Le nombre d'habitations à tester dans ces provinces a été déterminé selon le nombre réel estimé d'habitations isolées à la MIUF, le nombre d'appels téléphoniques reçus et la population.

2.2 Sélection des habitations non isolées à la MIUF (de contrôle)

On a choisi au hasard un groupe de 8 000 habitations à partir des dossiers du PITRC (901 957 habitations au 1er mars 1981). Après élimination des habitations également inscrites au dossier IRDM, les 7 535 autres ont été classées selon leur code postal. Le propriétaire situé le plus près d'un groupe d'essai MIUF de 5 habitations a été contacté et prié de participer à l'ENV à titre de contrôle. En découvrant que certaines habitations du dossier de contrôle étaient isolées à la MIUF, on en a incrit quelques-unes aux essais MIUF. Dans d'autres cas, en découvrant que certaines habitations du dossier IRDM ne contenaient pas de MIUF, on a tenté de les inscrire comme habitations de contrôle. Dans le cas de l'I-.P.-É. et de la N.-É., les dossiers du PITRC ont permis de choisir des habitations de contrôle situées le plus près possible des habitations isolées à la MIUF, qui ont fait l'objet de tests.

Dans plusieurs cas, le propriétaire s'est ensuite désisté; dans la mesure du possible, un remplaçant a été choisi au même emplacement géographique ou dans une région où les tests étaient sur le point de commencer. Dans de nombreux cas, les annulations de dernière minute ont empêché la sélection d'habitations de rechange dans la même localité.

2.3 Mesure de la concentration de formaldéhyde

La vérification de l'air ambiant des habitations s'est effectuée à l'aide de la méthode à l'acide chromotropique modifiée par le "Lawrence Berkeley Laboratory" (États-Unis), le Conseil national de recherches du Canada et "Concord Scientific Corporation" (Canada). L'annexe I présente la procédure qui fut suivie.

Pour que les mesures soient plus uniformes, les propriétaires ont fermé leurs habitations au moins 18 heures (voir l'annexe I).

On a également prélevé des échantillons d'air à l'extérieur de l'habitation testée, conformément à la méthode NIOSH modifiée. Ces échantillons ont généralement été recueillis en amont de l'habitation par rapport au vent, à au moins 3 mètres de celle-ci, au niveau du rez-de-chaussée (voir l'annexe I).

Un tube détecteur de formaldéhyde Draeger 0,5/a a servi à l'échantillonnage dans les cavités murales. Le protocole exact de son emploi figure à l'annexe I. Au cours des tests, le personnel sur place devait interviewer les résidants afin de remplir un questionnaire. Ce dernier figure à l'annexe I; les données recueillies ont été transférées à un ordinateur et incluses à l'analyse de l'ENV.

2.4 Teneur en humidité des charpentes de bois et teneur en eau des cavités

Comme l'humidité accélère la décomposition de la MIUF, on a mesuré la teneur en humidité dans la lisse basse et la teneur en vapeur d'eau dans toutes les

cavités murales dont on mesurait également la concentration de formaldéhyde. L'annexe I présente la procédure qui fut suivie.

2.5 Tests fongiques

On a recueilli des échantillons de spores fongiques pour savoir s'ils avaient un rapport avec certains des problèmes de santé des résidants. L'annexe I présente le protocole de cette procédure. Comme la MIUF n'entrafnait pas nécessairement une augmentation de l'humidité (laquelle favorise la prolifération fongique) et qu'une analyse soignée des spores fongiques aurait demandé trop de temps, le test et l'évaluation ont été limités. Les résultats de l'enquête limitée font partie de l'analyse finale.

2.6 Données météorologiques

Au moment des tests, on a mesuré la température, l'humidité et les vents afin d'en déterminer l'influence globale sur la concentration de formaldéhyde. L'annexe I présente les protocoles exacts.

2.7 Analyse statistique

La firme "Mackay and Young Consulting", de Kitchener (Ontario), a analysé toutes les données. La liste de facteurs suivants, mesurés l'un par rapport à l'autre, a servi de toile de fond à la préparation de l'analyse:

a. Comparaison des mesures NIOSH aux données météorologiques.

b. Comparaison des mesures NIOSH à l'emplacement de la MIUF (entre les poteaux d'ossature murale, entre la brique et le revêtement, entre deux murs de brique).

c. Comparaison des mesures NIOSH à la structure et à l'état des murs intérieurs.

d. Comparaison des mesures NIOSH aux mesures Draeger.

e. Comparaison du rapport NIOSH/Draeger aux autres facteurs.

f. Comparaison des mesures Draeger à la structure et à l'état des murs intérieurs.

g. Comparaison des problèmes de santé aux mesures NIOSH.

h. Comparaison des problèmes de santé aux décomptes fongiques.

Les méthodes de régression multiples ont servi à étudier le problème des corrélations. Il est presque impossible d'interpréter des rapports complexes en examinant deux rapports à la fois. On a plutôt examiné les rapports à

l'aide de blocs de variables apparentées. Grosso modo, un modèle de régression adopte la forme suivante:

$$y = B_o + B_1X_1 + \ldots + B_kX_k + e$$

où y: dépendante variable comme la lecture NIOSH dans une habitation. L'analyse vise à étudier le rapport entre cette variable et les variables explicatives $X_1, \ldots, X_k$.

$(X_1,\ldots,_k)$: variables explicatives comme la température, le type d'habitation, etc.

B_i: coefficient de régression qui mesure la force d'un rapport linéaire entre la variable explicative X_i et la variable dépendante. Il n'y a aucun rapport si $B_i = 0$. Ce coefficient est beaucoup plus facile à interpréter que le coefficient de corrélation en ce sens qu'il représente l'augmentation moyenne de Y quand X_i augmente d'une unité alors que toutes les autres variables explicatives demeurent fixes.

e: terme résiduel pour tenir compte de la variation des variables dépendantes que n'explique pas $X_1,\ldots, X_k$. L'examen de ces valeurs résiduelles estimées donne une idée de la pertinence du modèle.

L'analyse d'un modèle de ce genre consiste à estimer les coefficients de régression et à vérifier s'ils sont significativement différents de 0.

2.8 Autres méthodes

Il a fallu échantillonner à nouveau l'air ambiant dans 80 habitations au Nouveau-Brunswick, car les tests initiaux avaient duré 60 minutes au lieu des 120 minutes requises. Le nouvel échantillonnage a été effectué à l'aide du système actif du laboratoire "Oak Ridge National" (qui emploie un tamis moléculaire au lieu d'un conimètre à impact liquide) et les échantillons ont été analysés par la méthode de la pararosaniline. Ce nouvel échantillonnage a été refait afin de vérifier une nouvelle méthode et non pas parce que la technique NIOSH était inadéquate. L'annexe II décrit les protocoles de la méthode "Oak Ridge National" et l'anayse à la pararosaniline avec précision.

2.9 Assurance de la qualité/Contrôle de la qualité (AQ/CQ)

Au cours de l'Enquête nationale de vérification, "Concord Scientific Corporation" s'est chargé d'un programme d'assurance de la qualité. Ce programme comprenait la supervision des procédures internes de contrôle de la qualité chez les membres du consortium d'essai. Ces procédures se fondaient sur le manuel des procédures techniques et sur le cahier des charges AQ/CQ mis au point pour l'Enquête nationale de vérification. Ce cahier des charges figure à l'annexe I.

Dans le cadre de ce programme d'AQ/CQ, on a veillé à mesurer précisément la concentration de formaldéhyde à l'intérieur et à l'extérieur des habitations. Toutes les sources potentielles majeures d'erreurs aléatoires et systématiques ont été examinées comme suit:

a. chaque équipe du consortium a pris un double de 10% de ces échantillons, pour déterminer la possibilité de répéter l'échantillonnage;

b. un deuxième laboratoire a analysé l'autre moitié des échantillons partagés (environ 1% de toutes les mesures), afin d'évaluer les variations quotidiennes des analyses en laboratoire;

c. dans 60 cas répartis sur 20 maisons, on a prélevé un deuxième échantillon au même endroit que le premier afin d'évaluer si l'on pouvait reproduire l'échantillonnage; et,

d. à intervalles réguliers, on a fourni à tous les laboratoires, des échantillons de contrôle contenant une concentration connue de formaldéhyde afin de vérifier la précision de leurs procédures d'analyse.

Les résultats du programme d'AQ ont permis d'identifier les sources d'erreur et d'en évaluer l'importance. Il a ainsi été possible d'identifier les données fausses et de prendre des mesures correctives sur place et en laboratoire. Le présent rapport ne tient aucun compte des résultats qui se trouvaient hors des limites d'acceptabilité établies selon les protocoles d'AQ/CQ.

3.0 PROBLÈMES

Afin de permettre l'analyse statistique et l'extrapolation des données de l'ENV, le choix des habitations soumises à l'essai a dû être effectué au hasard. La procédure initiale de sélection des habitations à partir des dossiers du PITRC a rempli cette condition. Les choses se sont compliquées quand les propriétaires choisis ont refusé de coopérer ou se sont désistés par la suite. De plus, la procédure suivante, qui consistait à contacter les voisins du propriétaire choisi jusqu'à ce qu'on en ait retenu cinq par localité, constitue une forme d'échantillonnage par quota, une méthode non aléatoire. Il faut donc en tenir compte en examinant l'analyse des données recueillies.

Là où les propriétaires se sont désistés ou ont refusé de coopérer, il devenait possible que l'ENV mette l'accent principalement sur des habitations où on avait éprouvé des problèmes de santé. En effet, les résidants ayant eu des problèmes étaient probablement plus intéressés à participer, et donc moins portés à se désister. L'analyse subséquente (tableau 9) a confirmé cette impression. Par conséquent, il faut tenir compte de ce fait en examinant l'analyse des données sur la santé et des concentrations de formaldéhyde.

Le questionnaire utilisé au cours de l'enquête a soulevé des problèmes (annexe I). Certains renseignements pertinents de l'analyse ont dû être éliminés parce qu'ils étaient ambigus ou mal interprétés. Par exemple, l'enquête a révélé que plusieurs personnes ont cru que la question sur la présence ou l'absence d'une prise d'air frais pour la fournaise désignait une bouche de retour intérieure de l'air froid; les réponses ont donc dû être éliminées de l'analyse. De plus, les questionnaires incomplets remis au CIC-MIUF ont dû être éliminés, ce qui a réduit le nombre d'échantillons.

Les équipes sur place ont elles-mêmes eu et causé des problèmes, comme:

- la non-consignation des résultats sur les aldéhydes;
- la non-identification des échantillons Draeger sur les schémas;
- le nombre insuffisant d'échantillons Draeger;
- l'emploi incorrect des tubes Draeger;
- la numérotation NIOSH sur d'autres diagrammes que la feuille NIOSH;
- la non-indication sur les diagrammes des échantillons NIOSH;
- la non-consignation de la teneur en humidité du bois;
- la non-consignation de la teneur en vapeur d'eau;
- les erreurs de calcul;
- la non-consignation de la température et de l'humidité relative à l'intérieur;
- la non-consignation de la température et de l'humidité relative à l'extérieur;
- la lecture erronée de la teneur en humidité;
- les pannes et défectuosités du matériel;
- le mélange des bouteilles d'échantillonnage; et,
- la disparition de diagrammes.

4.0 RÉSULTATS

4.1 Analyse du sondage téléphonique sur la MIUF

Le sondage téléphonique avait pour but d'identifier et de choisir les maisons d'essai pour l'ENV et d'évaluer le nombre d'habitations isolées au Canada.

Le présent rapport traite de l'analyse des données recueillies par le Centre d'information et de coordination sur la MIUF. On a recueilli les données en téléphonant à plus de 3 000 foyers choisis à partir des dossiers fournis par la SCHL. L'annexe III donne l'analyse complète.

Les foyers ont été divisés en deux groupes: ceux qui avaient reçu une subvention du PITRC pour l'installation d'isolant rigide dans les murs et ceux qui avaient reçu une subvention du PITRC à d'autres fins. On souhaitait que la plupart des habitations isolées à la MIUF fassent partie du premier groupe.

Les données recueillies au téléphone ont été codées sur des cartes graphitées d'ordinateur et expédiées à Waterloo pour le traitement et l'analyse.

On a reçu 3 306 cartes, soit 2 695 sur des habitations à l'isolant rigide dans les murs et 611 sur les habitations de l'autre groupe (ci-après appelé groupe de contrôle). Parmi ces cartes se trouvaient des duplicata et des cas-problèmes. Les corrections ont été apportées lorsque c'était possible (retrait du duplicata, par exemple). Il a fallu éliminer 70 cartes impossibles à corriger. L'analyse finale a porté sur 2 654 habitations à l'isolant rigide dans les murs et 548 habitations inscrites au dossier de contrôle.

Certaines valeurs sont absentes de quelques-uns des tableaux suivants, car certaines cartes contenaient des cases en blanc.

La sélection des habitations dont les propriétaires furent rejoints au téléphone s'est effectuée comme cela est indiqué à la page 7. L'analyse statistique et l'estimation des limites de fiabilité supposent que les habitations choisies constituent un échantillon aléatoire des dossiers initiaux; il faut donc les interpréter avec prudence.

L'analyse de toutes les questions donne le total canadien, en plus d'être décomposée par province. Pour ce qui est des habitations du dossier de contrôle, les données provinciales (sauf pour l'Ontario et le Québec) étaient insuffisantes pour qu'on en tire des conclusions valables.

TABLEAU I: Nombre d'habitations, par province, pour lesquelles des données sont disponibles.

Provinces	Nombre d'habitations analysées; dossier de l'isolant rigide dans les murs	Nombre d'habitations; dossier de contrôle
Alberta	75	2
Colombie-Britannique	72	47
Manitoba	172	24
Nouveau-Brunswick	186	16
Terre-Neuve	101	11
Ontario	1 090	224
Québec	878	216
Saskatchewan	80	8
Canada	2 654	548

Si possible, les valeurs estimatives ont une limite de fiabilité de 95%.

Pour évaluer le nombre d'habitations isolées à la MIUF et inscrites au dossier de l'isolant rigide dans les murs, on a calculé la proportion d'habitations isolées à la MIUF qui faisait partie de l'échantillon d'une province donnée et on l'a multipliée par le nombre total des habitations de cette province inscrites au dossier.

TABLEAU 2: Nombre approximatif d'habitations isolées à la MIUF - dossier des murs rigides.

Provinces	Nombre approximatif d'habitations isolées à la MIUF	Limites de fiabilité
Alberta	514	±128
Colombie-Britannique	1 640	±218
Manitoba	3 275	±265
Nouveau-Brunswick	4 285	±287
Terre-Neuve	473	±112
Ontario	14 217	±697
Québec	3 654	±351
Saskatchewan	734	±161
*Canada	26 456	±952

Comme le dossier de contrôle est beaucoup plus petit, il est impossible d'évaluer avec précision le nombre d'habitations isolées à la MIUF. Le tout se complique encore parce qu'il faut évaluer le nombre total d'habitations, par province, inscrites au dossier complet. Cette évaluation a été possible car on disposait d'un échantillon de 7 535 habitations choisies au hasard parmi les 851 187 du dossier complet.

*Le total pour le Canada n'égale pas la somme des totaux provinciaux, car ces derniers représentent des estimations fondées sur des proportions, et non sur des chiffres réels.

TABLEAU 3: Nombre approximatif d'habitations inscrites au dossier de contrôle, par province.

Provinces	Nombre d'habitations contactées	Nombre de ces habitations isolées à la MIUF	Nombre approximatif d'habitations figurant au dossier complet
Alberta	2	0	59 413 ± 4 897[a]
Colombie-Britannique	47	0	71 074 ± 5 317
Manitoba	24	1	42 559 ± 4 189
Nouveau-Brunswick	16	3	23 237 ± 3 132
Terre-Neuve	11	3	33 111 ± 3 716
Ontario	224	11	480 069 ± 9 531
Québec	216	31	110 825 ± 6 468
Saskatchewan	8	0	30 302 ± 3 561
Yukon	0	0	596 ± 508
Canada	548	49	851 187 [b]

a - estimation fondée sur un échantillon aléatoire de 7 535 habitations.
b - nombre précis au 1er mars 1981.

Le nombre total d'habitations isolées à la MIUF figurant au dossier de contrôle n'a été évalué que pour l'Ontario, le Québec et le reste du pays, étant donné le nombre réduit d'habitations dans plusieurs provinces. Ces estimations sont très imprécises à cause du petit nombre des échantillons et de la nécessité de se contenter, pour les calculs, d'un nombre approximatif d'inscriptions au dossier complet (tableau 3). Par conséquent, les erreurs de proportions qui surviennent à cause du petit nombre de l'échantillonnage augmentent et s'aggravent lorsqu'elles sont multipliées par le nombre total estimatif d'habitations. C'est pourquoi l'estimation pour le Canada du nombre d'habitations de contrôle isolées à la MIUF n'égale pas la somme des totaux provinciaux (tableau 4).

TABLEAU 4: Nombre approximatif d'habitations inscrites au dossier de contrôle et isolées à la MIUF.[a]

Provinces	Nombre d'habitations examinées	Proportion de ces habitations isolées à la MIUF	Nombre approximatif d'habitations isolées à la MIUF	Limite de fiabilité
Ontario	224	0,0492	23 600	±13 600
Québec	216	0,1435	15 900	± 5 200
Autres	108	0,0648	16 900	±12 100
Canada	548	0,0894	76 100	±20 300

[a] - Calculé à partir des données du tableau 3.

Le tableau suivant donne le pourcentage des habitations isolées à la MIUF de l'échantillonnage et dont le propriétaire a refusé de participer à l'Enquête nationale de vérification. Le tiret signifie qu'aucune habitation isolée à la MIUF n'a été vérifiée dans la province touchée. Les chiffres entre parenthèses représentant le nombre d'habitations isolées à la MIUF de l'échantillonnage.

TABLEAU 5: Pourcentage des habitations isolées à la MIUF où on a refusé de permettre les tests.

Provinces	Isolant rigide dans les murs	Contrôle
Alberta	3% (34)	-
Colombie-Britannique	2% (54)	-
Manitoba	13% (133)	0% (1)
Nouveau-Brunswick	4% (153)	33% (3)
Terre-Neuve	10% (41)	0% (3)
Ontario	6% (645)	18% (11)
Québec	4% (283)	6% (31)
Saskatchewan	0% (40)	-
Canada	5,7% (1 383)	10% (49)

La SCHL n'a pu fournir la date d'installation. Le pourcentage des interlocuteurs ayant rapporté des problèmes médicaux (tableaux 6 et 7) a été analysé en fonction de la date de la demande de subvention du PITRC.

TABLEAU 6: Pourcentage des habitations isolées à la MIUF où on a rapporté des problèmes de santé, selon l'année de la demande de subvention.

Provinces	1977	1978	1979	1980	1981	TOTAL
Alberta	-	22% (9)	19% (16)	22% (9)	-	21% (34)
C.-B.	55% (11)	56% (16)	50% (18)	45% (9)	-	54% (54)
Manitoba	33% (6)	19% (36)	32% (69)	10% (19)	-	25% (130)
N.-B.	0% (3)	44% (18)	22% (81)	37% (51)	-	31% (153)
T.-N.	-	0% (2)	33% (21)	39% (18)	-	34% (41)
Ontario	13% (30)	24% (104)	32% (303)	23% (205)	0% (1)	27% (643)
Québec	0% (1)	27% (26)	37% (116)	31% (142)	-	33% (285)
Sask.	0% (2)	40% (5)	22% (18)	33% (15)	100% (1)	29% (41)
Canada	23% (53)	28% (216)	31% (642)	29% (468)	50% (2)	30% (1 381)

Aucune tendance ne se dessine au cours des années, pour ce qui est des pourcentages. Le tableau suivant présente les données du dossier de contrôle pour l'Ontario et le Québec.

TABLEAU 7: Pourcentage des habitations isolées à la MIUF, inscrites au fichier de contrôle et où on a rapporté des problèmes de santé, selon l'année de la demande de subvention.

Provinces	1977	1978	1979	1980	1981	TOTAL
Ontario	-	0% (1)	60% (5)	0% (5)	-	17% (11)
Québec	-	1% (1)	17% (12)	15% (20)	-	15% (33)

Le tableau 8 présente le calcul du pourcentage des propriétaires d'habitations isolées à la MIUF, ayant eu des problèmes de santé et ayant refusé de permettre les tests. On a également calculé le pourcentage de ceux qui n'avaient rapporté aucun problème de santé. On n'a employé que les données du dossier de l'isolant rigide dans les murs. Les chiffres entre parenthèses représentent le dénominateur du pourcentage correspondant.

TABLEAU 8: Pourcentage des propriétaires qui ont ou n'ont pas rapporté de problèmes de santé et ont refusé de permettre les tests.

Provinces	Sans problème de santé	Avec problèmes de santé
Alberta	4% (26)	0% (7)
Colombie-Britannique	0% (25)	3% (29)
Manitoba	18% (97)	0% (33)
Nouveau-Brunswick	5% (105)	2% (48)
Terre-Neuve	12% (26)	7% (14)
Ontario	7% (466)	2% (173)
Québec	4% (188)	2% (92)
Saskatchewan	0% (29)	0% (11)
Canada	7% (962)	2,2% (407)

Le Manitoba est la seule province où les pourcentages sont passablement différents. Dans les autres provinces, les pourcentages diffèrent, mais il y a assez peu de maisons pour que les résultats ne soient pas faussés.

A la suite des tests, on a réévalué ces facteurs en tenant compte du désistement de dernière minute des propriétaires d'habitations isolées à la MIUF. L'analyse révèle des différences significatives en Ontario et au Québec. A l'échelle nationale, on a effectué un plus fort pourcentage de tests dans les habitations isolées à la MIUF où on avait rapporté des problèmes de santé; on doit tenir compte de ce facteur en analysant les données de l'ENV (tableau 9).

TABLEAU 9: Pourcentage des propriétaires inscrits au dossier IRDM et ayant refusé de permettre les tests, y compris ceux qui se sont désistés pendant le programme de vérification.

Provinces	Avec problèmes de santé	Sans problème de santé
Alberta	23% (26)	0% (7)
Colombie-Britannique	16% (25)	17% (29)
Manitoba	30% (97)	21% (33)
Nouveau-Brunswick	9% (105)	6% (48)
Terre-Neuve	12% (26)	7% (14)
Ontario*	19% (466)	7% (173)
Québec*	16% (188)	4% (92)
Saskatchewan	17% (29)	0% (11)
Canada*	18% (962)	8% (407)

*Ces différences sont significatives si les calculs tiennent compte des désistements.

4.2 Analyse de l'Enquête nationale de vérification

L'annexe V donne l'analyse complète. Le rapport préparé par le CIC-MIUF à l'intention du comité de révision figure à l'annexe III, et son supplément à l'annexe IV. Ces deux documents ont été préparés avant la cueillette des données et la fin de l'analyse; ils ne servent donc qu'à compléter le présent rapport. A cause des méthodes d'analyse différentes, les données ne sont pas présentées de la même façon, ce qui complique les comparaisons entre le présent rapport et le rapport au comité.

4.2.1 Sommaire des résultats:

Le Centre sur la MIUF a préparé et disposé comme il l'avait spécifié un ruban d'ordinateur contenant tous les renseignements pertinents (sauf le décompte fongique) portant sur 2 426 maisons. Un tri préliminaire du dossier a révélé qu'environ 10 valeurs numériques n'étaient pas conformes à cette présentation. Ces champs numériques contenaient des valeurs "S" ou "moins que", considérés comme valeurs manquantes. D'autres erreurs de données sont apparues dans les analyses préliminaires qui donnaient les moyennes, les minimums, les maximums, etc. Le tableau 10 en fait le sommaire. Là encore, des données erronées ont été considérées comme manquantes, puis ont été ignorées.

TABLEAU 10: Données erronées de l'Enquête nationale de vérification

1. Pressions barométriques inférieures à 500 mm Hg.
2. Vitesse du vent supérieur à 30 km/h.
3. Température extérieure supérieure à 30 °C.
4. Humidité extérieure de 10%.
5. Études dont la date précédait la date d'installation de la MIUF.
6. Membrane résistant à l'humidité qui a été codée incorrectement.

L'ENV a finalement porté sur 2 311 habitations. Le tableau 11 subdivise ces habitations par province et par critères de sélection. Selon que les données étaient plus ou moins complètes pour chaque habitation, le nombre de celles-ci varie d'une analyse à l'autre.

TABLEAU 11: Nombre d'habitations vérifiées, par province et par catégorie de sélection.

Provinces	habitations de Contrôle	habitations de Priorité	habitations sélectionnées à partir des dossiers du CIC-MIUF	habitations sélectionnées à partir des dossiers du PITRC	habitations Revérifiées
Colombie-Britannique	27	14	81	44	-
Alberta	7	-	12	25	-
Saskatchewan	9	-	5	34	-
Manitoba	22	-	14	94	-
Ontario	140	37	147	541	-
Québec	132	37	323	237	-
Nouveau-Brunswick	18	5	3	53	78
Nouvelle-Écosse	17	-	83	-	-
I.-P.-É.	2	-	11	-	-
Terre-Neuve	9	-	12	34	-
Canada	383	83	691	1 066	78 = 2 311

Le tableau 13 résume l'évaluation de l'impact du fait de ramener à 0 et à 0,01 (le seuil de détection selon la méthode employée) les concentrations non détectables (ND) de formaldéhyde. A moins d'indication contraire, toutes les valeurs ND ont été ramenées à zéro dans les analyses subséquentes.

Le tableau 14 présente un sommaire provincial des concentrations de formaldéhyde dans les habitations isolées et non isolées à la MIUF. On constate que la concentration est toujours supérieure dans les bâtiments isolés à la MIUF, bien qu'elle varie d'une province à l'autre, dans les habitations isolées ou non à la MIUF. Il est intéressant de noter qu'au Manitoba, la concentration excédait 0,1 ppm dans plus d'habitations de contrôle que d'habitations isolées à la MIUF. Dans les autres provinces, c'est le contraire. Le tableau 14 donne également le pourcentage d'habitations isolées à la MIUF de mauvaise qualité (classe E), mais la figure 15 illustre mieux le rapport entre la mousse de classe E et la concentration de formaldéhyde dans les habitations. La classification de la MIUF dépend du rythme d'émission de formaldéhyde: la mousse de la classe A en émet moins, et celle de la classe E en émet le plus. On trouvera la classification précise dans la note d'information sur la construction-n°23 (Conseil national de recherches du Canada, Division des recherches en bâtiment - annexe VIII).

Le tableau 15 résume, sur une base nationale, les résultats de l'ENV selon les critères de sélection des maisons. Les résultats de la deuxième vérification des habitations au Nouveau-Brunswick sont données à part, car la méthode d'échantillonnage était différente. Pour ce qui est des analyses corrélatives, les résultats au N.-B. ont été combinés aux autres données, car les corrélations significatives devraient être évidentes malgré la technique de mesure employée.

Les figures 1 à 4 résument les résultats nationaux sur la concentration en formaldéhyde dans toutes les habitations vérifiées et isolées à la MIUF. Le tableau 12 donne la liste des plages de valeur correspondant à chaque niveau de l'échelle verticale des figures. Les figures 1 et 2 montrent clairement que la plupart des concentrations de formaldéhyde dans les pièces sont très en-deça de la limite acceptable (0,1 ppm). Inversement, la concentration dans les cavités murales est élevée dans un grand nombre d'habitations (figure 3 et 4). La figure 5 donne le pourcentage des habitations dont l'intérieur présente diverses concentrations de formaldéhyde; toutes ces habitations sont isolées à la MIUF de la classe E. Il semble exister un rapport étroit entre une concentration élevée et la présence de mousse de la classe E.

TABLEAU 12: Description de l'échelle verticale des figures 1, 2, 3 et 4.

Valeur sur l'échelle	Figures 1 et 2 Plages de lecture NIOSH (ppm)	Figures 3 et 4 Plages de lecture (Draeger) (ppm)
1	0-0,02	0-0,5
2	0,021-0,04	0,51-1,0
3	0,041-0,06	1,01-1,5
4	0,061-0,08	1,51-2,0
5	0,081-0,10	2,01-2,5
6	0,101-1,12	2,51-3,0
7	0,121-0,14	3,01-3,5
8	0,141-0,16	3,51-4,0
9	0,161-0,18	4,01-4,5
10	plus de 0,181	plus de 4,51

d **TABLEAU 13: Effet sur les résultats finaux des concentrations de formaldéhyde trop faibles pour être détectées par les méthodes de tests.c**

Code	Moyenne des concentrations moyennes à l'intérieur quand ND = 0 [a] en ppm	Moyenne des concentrations moyennes à l'intérieur quand ND = 0,01 [b] en ppm
1	0,034	0,035
2	0,139	0,139
3	0,040	0,041
4	0,054	0,054

a Lors de tous les tests, lorsque la concentration de formaldéhyde était inférieure au seuil de détection selon la méthode de test utilisée, cette concentration a été considérée non détectable et a donc reçu la valeur ND. Les calculs supposent que ND = 0.

b Le seuil nominal de détection par la procédure d'essai NIOSH modifiée est de 0,01 ppm. Les calculs supposent que ND = 0,01 ppm.

c Dans tous les tableaux suivants, les données supposent que ND = 0, car ce tableau montre clairement qu'il n'y a pas de différence significative entre les résultats obtenus.

d Extrait du rapport sur l'Enquête nationale de vérification, présentée au comité de révision par le CIC-MIUF le 14 décembre 1981.

TABLEAU 14: Sommaire des concentrations de formaldéhyde dans les habitations isolées et non isolées à la MIUF.

					HABITATIONS DE CONTROLE	
Provinces	Concentration[a] moyenne dans les pièces (ppm)	Pourcentage des habitations isolées à la MIUF avec plus de 0,1 ppm	Concentration[b] moyenne dans les cavités murales (ppm)	% E[c]	Concentration[a] moyenne dans les pièces (ppm)	Pourcentage des habitations isolées à la MIUF avec plus de 0,1 ppm
T.-N.	0,060	13	3,27	65	0,033	-
I.-P.-E.	0,045	-	1,31	9	0,030	-
N.-É.	0,076	18	2,27	28	0,052	6,0
N.-B.	0,061	14	2,71	44	0,038	-
Québec	0,039	6	1,74	29	0,026	1,5
Ontario	0,067	16	2,23	38	0,044	5,0
Man.	0,040	2,8	2,91	48	0,035	4,5
Sask.	0,039	-	2,56	45	0,034	-
Alb.	0,052	5,6	2,28	27	0,029	-
C.-B.	0,039	1,4	3,07	53	0,031	-
Canada	0,054	10,3	2,25	37,4	0,036	2,85

a Mesurée selon la méthode NIOSH révisée.

b Mesurée avec un tube Draeger détecteur de formaldéhyde 0.5/a.

c Pourcentage des habitations où la lecture d'au moins un tube Draeger représentait de la MIUF de classe E.

TABLEAU 15: Sommaire des concentrations de formaldéhyde selon les critères de sélection des habitations.

Critère(s) de sélection	Nombre d'habitations	Concentration moyenne à l'intérieur en (ppm) [a]	% supérieur à 0,1 ppm	Moyenne de la concentration maximale à l'intérieur (ppm) [b]	0% supérieur à 0,1 ppm	Concentration moyenne à l'extérieur (ppm) [d]
Priorité	93	0,119 [c]	46,2	0,145	52,7	0,007
Dossiers CIC-NIUF	690	0,044 [c]	6,2	0,051	9,1	0,008
Dossiers du PTIRC	1 063	0,054 [c]	9,9	0,064	15,1	0,009
Rééva. N.-B.	78	0,060 [c]	10,3	0,072	21,8	0,014
Contrôle (dossiers du PTIRC)	383	0,036	2,9	0,044	5,2	0,007

a Obtenue en calculant la concentration moyenne de formaldéhyde dans chaque maison d'une catégorie de sélection, puis en faisant la moye de toutes ces moyennes.

b Obtenue en calculant la concentration maximale de formaldéhyde dans chaque maison d'une catégorie de sélection, puis en faisant la moye de toutes ces moyennes.

c Significativement différent des maisons de contrôle (voir le tableau 16).

d Ces valeurs sont inférieures au seuil nominal de détection de 0,01 ppm et risquent donc d'être imprécises.

TABLEAU 16: Analyse statistique des concentrations moyennes de formaldéhyde à l'intérieur des habitations vérifiées de diverses catégories.

Catégorie(s) d'habitations vérifiées	Nombre d'habitations	Concentration moyenne à l'intérieur (ppm)	Déviation standard	Statistique Z[a]
Priorité	93	0,119	0,095	15,25
Dossiers CIC-MHUF	690	0,044	0,033	4,17
Dossiers du PITRC	1 063	0,054	0,086	9,08
Rééval. N.-B.	78	0,060	0,030	7,70
Contrôle	383	0,036	0,024	—

[a] L'équation suivante a permis de calculer les statistiques Z:

$$Z = \frac{\overline{X_1} - \overline{X_2}}{(Sp2 + Sp2)^{\frac{1}{2}}}$$

$$\overline{(n_1} - \overline{n_2)}$$

$$\text{où } Sp^2 = \frac{(n_1 - 1)\ (Sd_1 2) + (n_2 - 1)\ (Sd_2{}^2)^3}{n_1\ n_2 - 2}$$

Toute valeur de Z supérieure à 1,65 représente une différence significative entre la concentration moyenne de formaldéhyde des habitations de ce groupe et celle des habitations de contrôle.

FIGURE 1: Histogramme de la répartition des concentrations moyennes de formaldéhyde mesurées selon NIOSH dans les habitations isolées à la MIUF.

HISTOGRAMME DES POURCENTAGES

	MOYENNE NIOSH	FRÉQ.	FRÉQ. CUMUL.	%	% CUMUL.
1	**********	297	297	15,44	15,44
2	**********	589	886	30,61	46,05
3	**********	435	1 321	22,61	68,66
4	**********	267	1 588	13,88	82,54
5	*********	137	1 725	7,12	89,66
6	******	92	1 817	4,78	94,44
7	***	46	1 863	2,39	96.83
8	*	19	1 882	0,99	97,82
9	*	15	1 897	0,78	98,60
10	**	27	1 924	1,40	100,00

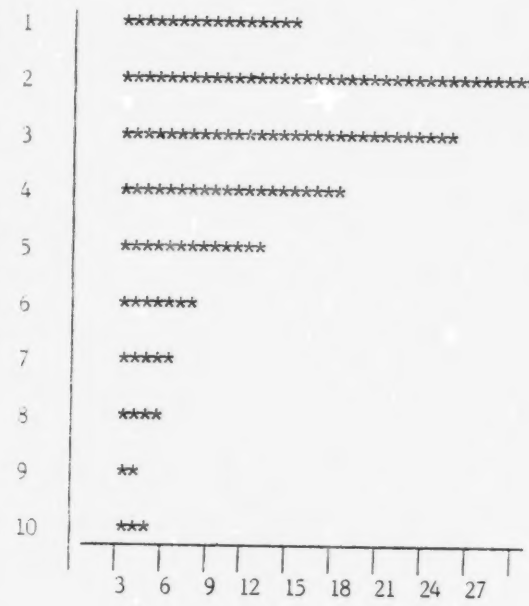
3 6 9 12 15 18 21 24 27 30

Pourcentage

REMARQUE: Voir tableau 12 pour l'axe vertical.

FIGURE 2: Histogramme de la répartition des concentrations maximales de formaldéhyde mesurées selon NIOSH dans les habitations isolées à la MIUF.

HISTOGRAMME DES POURCENTAGES



MAXIMUM NIOSH	FRÉQ.	FRÉQ. CUMUL.	%	% CUMUL.
1	220	220	11,43	11,43
2	527	747	27,39	38,83
3	424	1 171	22,04	60,86
4	276	1 447	14,35	75,21
5	187	1 634	9,72	84,93
6	101	1 735	5,25	90,18
7	68	1 803	3,53	93,71
8	52	1 855	2,70	96,41
9	23	1 878	1,20	97,61
10	46	1 924	2,39	100,00

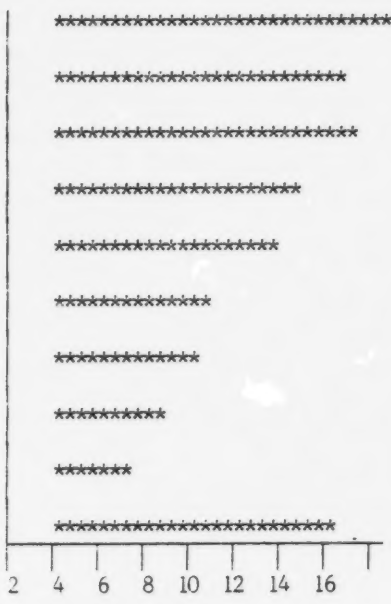
REMARQUE I: Il s'agit de la valeur maximale NIOSH mesurée dans l'habitation.

REMARQUE II: Voir tableau 12 pour l'axe vertical.

FIGURE 3: **Histogramme de la répartition des concentrations moyennes de formaldéhyde dans les cavités murales des habitations isolées à la MIUF.**

HISTOGRAMME DES POURCENTAGES

MOYENNE DRAEGER

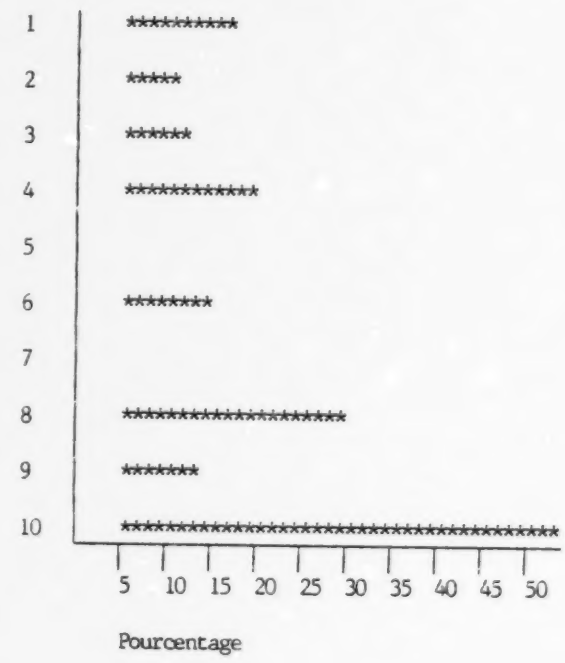


	FRÉQ.	FRÉQ. CUMUL.	%	% CUMUL.
1	328	328	17,30	17,30
2	248	576	13,08	30,38
3	255	831	13,45	43,83
4	213	1 044	11,23	55,06
5	94	1 238	10,23	65,30
6	131	1 369	6,91	72,20
7	124	1 493	6,54	78,74
8	95	1 588	5,01	83,76
9	68	1 656	3,59	87,34
10	240	1 896	12,66	100,00

REMARQUE: Voir tableau 12 pour l'axe vertical.

FIGURE 4: Histogramme de la répartition des concentrations maximales dans les cavités murales des habitations isolées à la MIUF.

HISTOGRAMME DES POURCENTAGES

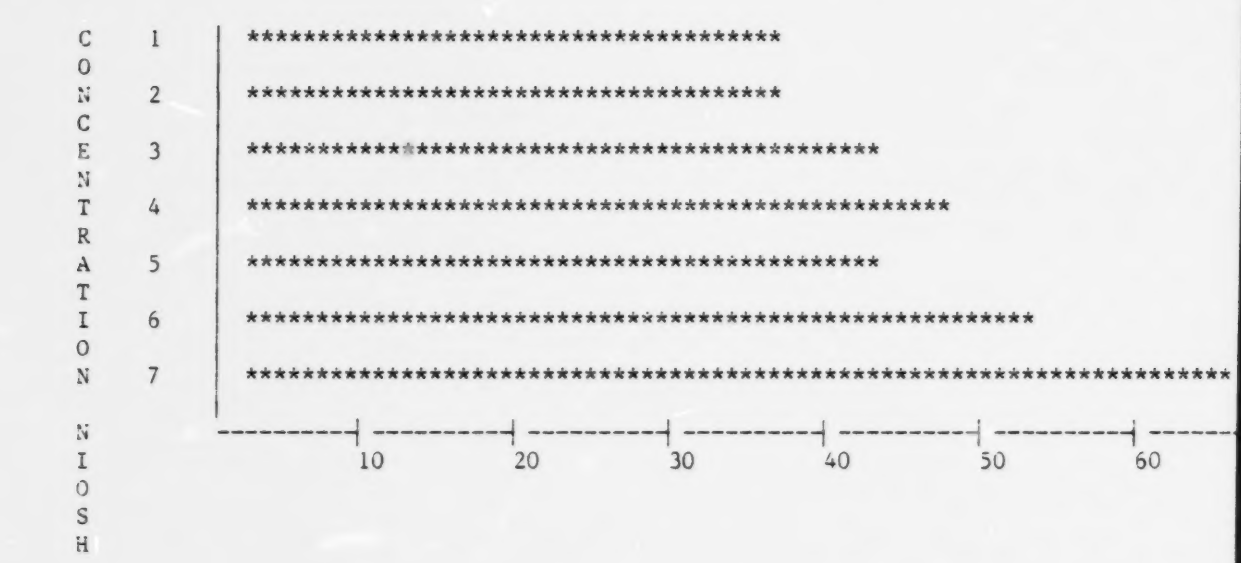


	FRÉQ.	FRÉQ. CUMUL.	%	CUMUL.
1	184	184	9,70	9,70
2	97	281	5,12	14,82
3	123	404	6,49	21,31
4	231	635	12,18	33,49
5	3	638	0,16	33,65
6	152	790	8,02	41,67
7	0	0	0,0	41,67
8	371	1 161	19,57	61,23
9	1	1 162	0,05	61,29
10	734	1 896	38,71	100,00

REMARQUE I: Il s'agit de la valeur maximale (tube Draeger) mesurée dans chaque habitation.

REMARQUE II: Voir tableau 12 pour l'axe vertical.

FIGURE 5: **Histogramme de la répartition des concentrations de formaldéhyde dans les habitations par rapport au pourcentage des habitations pour lesquelles au moins un échantillon Draeger a révélé qu'il s'agissait de MIUF de la classe E.**



Pourcentage des habitations isolées à la MIUF de la classe E

Légende:

1 moins de 0,05 ppm
2 0,051 - 0,06 ppm
3 0,061 - 0,07 ppm
4 0,071 - 0,08 ppm
5 0,081 - 0,09 ppm
6 0,091 - 0,10 ppm
7 plus de 0,101 ppm

4.2.2 Rapport entre la concentration de formaldéhyde et les autres facteurs

La présente section indique en quoi il est difficile de faire le lien entre les concentrations de formaldéhyde (lectures NIOSH et Draeger) et les autres facteurs mesurés pour chaque habitation. Nous avons donc réparti l'analyse en deux sections:

i) comparaison entre les lectures NIOSH et tous les autres facteurs, y compris les lectures Draeger;

ii) comparaison entre les lectures Draeger et tous les autres facteurs.

Une analyse préliminaire a permis de découvrir que la forme des rapports en i) et en ii) dépendait de la construction de l'habitation. C'est pourquoi celles-ci ont été divisées en trois catégories, comme l'indique le tableau 17.

TABLEAU 17:

Concentration de formaldéhyde selon l'emplacement de la MIUF

Catégorie	Moyenne NIOSH (ppm)	Moyenne Draeger (ppm)
MIUF entre la brique et le revêtement	0,043 (560)	1,45
MIUF entre les poteaux d'ossature murale	0,061 (1 086)	2,64
MIUF entre les murs de brique	0,050 (162)	2,87

Le type de construction ne permet pas d'expliquer facilement ces différences, car l'emplacement a prêté à confusion (par exemple, dans les Maritimes, on a vérifié presque aucune habitation en brique). Les sections subséquentes présentent séparément chaque catégorie d'habitations.

Le tableau 18 donne la liste complète des variables des analyses. D'autres variables non définies implicitement ne figurent pas, mais sont disponibles sur demande.

TABLEAU 18: Liste et description des variables de l'analyse des données de l'ENV

Étiquettes des tests	Description	Notation
Âge	Age de la maison	1 - 5
Air cond	Climatisation	0 = non 1 = oui
Avdraeg	Lecture moyenne Draeger	ppm
BBN	NIOSH maximum supérieure à 0,1 ppm	0 = 0,1 ppm* ou moins 1 = plus de 0,1 ppm
BETBW	MIUF entre les murs de brique	0 = non 1 = oui
BETSBW	MIUF entre le revêtement et les murs de brique	0 = non 1 = oui
BN	Lecture moyenne NIOSH supérieure à 100 ppb	0 = moins de 0,1 ppm 1 = 0,1 ppm ou plus
Contract	Nom de l'entrepreneur	Code de 3 chiffres
CUFFI	Classe de MIUF	0 = A, B ou C 1 = D ou E
Damage	Dommage accidentel à la cavité contenant la MIUF	0 = oui 1 = non
DE	Mur isolé à la MIUF de classe D ou E	0 = aucun 1 = au moins un
DIFFHUM	Gradient d'humidité (intérieur-extérieur)	Pourcentage relatif
DIFFTEMP	Gradient thermique (intérieur-extérieur)	°C
E	Murs isolés à la MIUF de la classe E	0 = aucun 1 = au moins un
EUFFI	----	----
EXHUMID	Humidité à l'extérieur	Humidité relative (%
EXTEMP	Température à l'extérieur	°C
FIREPL	Nombre de foyers	0 - 6

* ppm: partie par million

TABLEAU 18: liste et description des variables de l'analyse des données de l'Env.(suite)

Étiquettes des tests	Description	Notation
C	Groupe	1 = contrôle 2 = MIUF installée
Group 1	Groupe de l'étude	1 = contrôle 2 = 100 premières habitations 3 = habitations MIUF, dossier CIC 4 = habitations du dossier du PITRC 5 = habitations retestées au Nouveau-Brunswick
Heating	Système de chauffage	0 = air chaud 1 = autre
House	Numéro de réf. CIC de la maison	---
Installer	Installée par?	0 = propriétaire 1 = entrepreneur
Inhumid	Humidité à l'intérieur	Pourcentage relatif
Intake	Prise d'air extérieure sur la fournaise	0 = oui 1 = non
INTEMP	Température à l'intérieur	°C
MANUFACT	Fabricant	1 = Borden 2 = Rapco 3 = Comtec 4 = Canada foam 5 = Reichold 6 = Inconnu de l'occupant 7 = Energlobe 8 = Publix 9 = autre
MAXDRAEG	Lecture maximale Draeger	ppm
MAXNIOSH	Lecture maximale NIOSH	ppm

TABLEAU 18: liste et description des variables de l'analyse des données de l'Env (fin)

Étiquettes des tests	Description	Notation
MOISTBAR	Pare-vapeur	0 = oui 1 = non
NIOSH	Lecture moyenne NIOSH à l'intérieur	ppm
Odour	Odeur à l'intérieur mais pas à l'extérieur	1 = non 2 = oui
OTHUFFI	MIUF ailleurs que dans les BETBW, STUDSP, BETSBW	0 = non 1 = oui
Percent	Pourcentage des murs extérieurs isolés à la MIUF	%
PERCSP	Proportion des échantillons Draeger contaminés dans une habitation	0 - 1,0
PROV	Province	Terre Neuve = 1 C.B. = 10
STUDSP	MIUF entre les poteaux d'ossature murale	0 = non 1 = oui
USAGE	Age de la MIUF	Mois
VAP	Teneur moyenne en vapeur d'eau dans la cavité	mg/L
WALL COND	État des murs	1 = aucune fuite 2 = quelques fuites 3 = plusieurs fuites évidentes
WINDSP	Vitesse du vent	km/h
WM	Teneur moyenne en humidité du bois dans la cavité	%

4.2.2.1 Habitations contenant de la MIUF entre la brique et le revêtement

i) Lectures NIOSH comparées aux autres facteurs.

Les facteurs significatifs comparés aux lectures NIOSH sont la température à l'intérieur, l'humidité à l'intérieur et la concentration moyenne Draeger. Dans l'analyse subséquente, on a tenu compte de la teneur en vapeur d'eau, car elle a eu un impact significatif sur l'analyse préliminaire.

Il serait bon de mentionner quels facteurs n'ont pas semblé jouer un rôle important dans la variation des lectures NIOSH. Cela comprend tous les facteurs météorologiques (sauf l'humidité à l'intérieur) et tous les facteurs mesurés au chapitre du type d'habitation (sauf la structure).

Le tableau 19 décrit les facteurs de cette analyse qui ont eu un impact significatif. Le modèle développé a permis de calculer une variation de 28%.

TABLEAU 19: Facteurs significatifs de l'analyse des lectures NIOSH par rapport à tous les autres facteurs pour les habitations contenant de la MIUF entre la brique et le revêtement.

Facteurs	Coefficients de régression et leurs intervalles de fiabilité à 95%
Moyenne Draeger	8,1 ± 1,8
Humidité à l'intérieur	-0,91 ± 0,28
Teneur moyenne en vapeur d'eau	3,0 ± 1,2

A cause des rapports entre les variables explicatives, différents facteurs ont eu un effet significatif dans certains des autres modèles étudiés.

Pour savoir si le modèle ci-dessus permettait de prédire les lectures NIOSH; on a employé le modèle suivant pour prédire les lectures réelles NIOSH dans cette catégorie:

$$\text{NIOSH prévu (ppm)} = \frac{68{,}3 + 8{,}1X\ \text{Avdraeg (ppm)} - 0{,}91X\ \text{Inhumid (\% relative)} + 3{,}0X\ \text{Vap (mg/L)}}{1000}$$

Les lectures NIOSH ont été groupées par tranches de 0,01 ppm, (0-0,01, 0,01-0,02..., 0,09 et plus ppm), et la valeur moyenne prévue a été comparée à la valeur moyenne réelle. La figure 6 donne le résultat de cet exercice. La ligne continue correspond à une prédiction parfaite. On voit donc que le modèle exagère les lectures faibles et amenuise les valeurs élevées; il est donc inutile à des fins de prévisions. Ce phénomène permet de croire qu'il manque à l'analyse un facteur inconnu important.

ii) MOYENNE DRAEGER comparée aux autres facteurs.

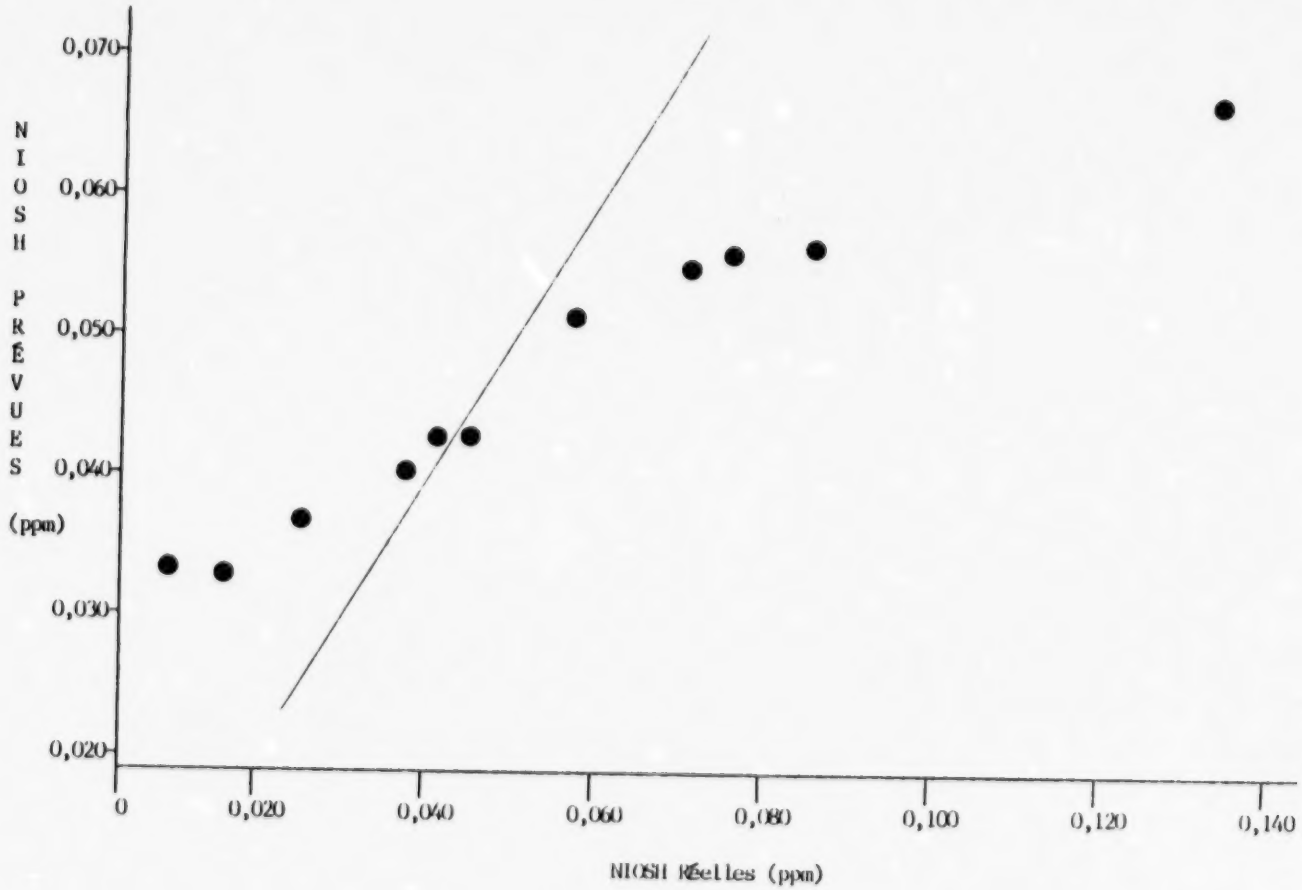
Les facteurs significatifs de la présente analyse sont l'humidité à l'intérieur, l'âge de la MIUF et la teneur moyenne en humidité du bois. Ce modèle a été incapable d'expliquer une bonne partie de la variation des lectures Draeger où $R^2 = 0,14$. R^2 est une mesure de la partie de la variation de la variable dépendante (ici, les lectures moyennes Draeger) qui peut être expliquée ou attribuée au modèle de régression que définissent des facteurs significatifs indépendants (humidité à l'intérieur, âge de la MIUF et teneur moyenne en humidité du bois). Cette valeur peut également s'exprimer en pourcentage; dans le cas présent, les facteurs significatifs peuvent expliquer 14% de la variation des lectures moyennes Draeger.

Seuls l'humidité à l'intérieur, l'âge de la MIUF et la teneur en humidité et en vapeur d'eau ont été inclus dans une analyse subséquente. Le tableau 20 donne les coefficients estimatifs des facteurs qui ont un effet significatif.

TABLEAU 20: Coefficients des facteurs significatifs de l'analyse des concentrations Draeger dans les habitations contenant de la MIUF entre la brique et le revêtement.

Facteurs	Coefficients de régression et leurs intervalles de fiabilité à 95%
Humidité à l'intérieur	$0,035 \pm 0,014$
Âge de la MIUF	$0,023 \pm 0,012$
Teneur moyenne en humidité du bois	$0,15 \pm 0,08$

FIGURE 6: Graphique comparatif entre les concentrations NIOSH prévues et réelles de formaldéhyde dans les habitations isolées à la MIUF entre la brique et le papier de revêtement.



iii) Moyenne NIOSH/moyenne Draeger

Les facteurs explicatifs (R^2 = 0,11) ont très mal expliqué la variation des rapports de cette analyse. La température à l'extérieur e la teneur moyenne en humidité du bois sont les seuls facteurs statistiques significatifs (l'effet est d'ailleurs très peu évident).

4.2.2.2 Habitations contenant de la MIUF entre les poteaux d'ossature murale

Pour l'analyse des habitations de ce groupe, on a tenu compte de toutes les données, puis on a exclu les données sur les habitations des provinces maritimes.

i) NIOSH par rapport à tous les autres facteurs

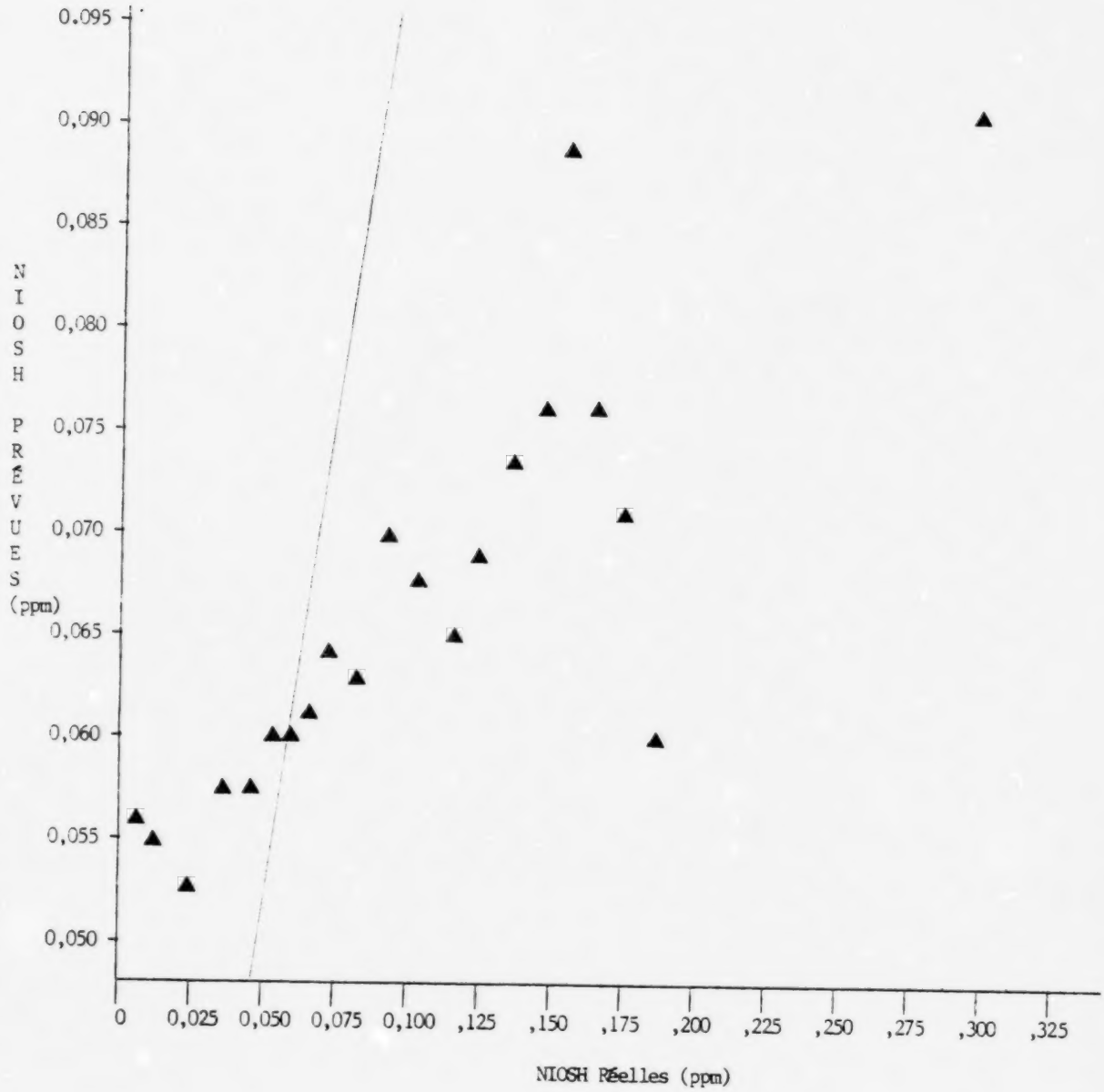
Le tableau 21 donne les facteurs dont les coefficients sont significativement différents de 0.

TABLEAU 21: Coefficients des facteurs significatifs de l'analyse des concentrations NIOSH dans les habitations contenant de la MIUF entre les poteaux d'ossature murale.

	Coefficients de régression et leurs intervalles de fiabilité à 95% (Marit. incluses)	(Maritim. exclues)
Moyenne Draeger	4,12 ± 1,5	4,81 ± 1,8
Température à l'intérieur	2,75 ± 1,5	3,31 ± 2,0
Moyenne en vapeur d'eau	3,66 ± 1,2	4,23 ± 1,4
Pourcentage de MIUF	0,20 ± 0,10	0,16 ± 0,13
Humidité du bois	-2,41 ± 1,15	-2,03 ± 1,5

Pour voir si ce modèle pouvait permettre de prédire les concentrations NIOSH à partir des variables explicatives, on a groupé les concentratio NIOSH en catégories [0-0,01 ppm],[0,01-0,02 ppm, ...,[0,19 ppm et plus] puis on a calculé la moyenne des concentrations NIOSH prévue et réelle dans chaque catégorie. Le graphique de la figure 7 compare ces deux moyennes. Encore là, le modèle réduit au minimum les lectures élevées exagère les lectures faibles, ce qui indique qu'il manque peut-être un facteur significatif.

FIGURE 7: GRAPHIQUE COMPARATIF ENTRE LES CONCENTRATIONS NIOSH PRÉVUES ET RÉELLES DE FORMALDÉHYDE DANS LES HABITATIONS ISOLÉES A LA MIUF ENTRE LES POTEAUX D'OSSATURE MURALE.



ii) Moyenne Draeger comparée à tous les facteurs, sauf NIOSH.

Ici, les facteurs significatifs sont la température à l'intérieur, le pourcentage de MIUF dans les murs, l'âge de la MIUF et la teneur moyenne en vapeur d'eau. Comme l'inclusion et l'exclusion des provinces maritimes n'ont fait aucune différence, l'analyse subséquente a tenu compte de toutes les habitations. Le tableau 22 donne les coefficients des facteurs significatifs.

TABLEAU 22: Coefficients des facteurs significatifs de l'analyse des concentrations Draeger dans les habitations contenant de la MIUF entre les poteaux d'ossature murale.

facteurs	Coefficients de régression et leurs intervalles de fiabilité à 95%
Pourcentage de MIUF	0,0079 ± 0,0044
Age de la MIUF	0,040 ± 0,008
Moyenne en vapeur d'eau	0,22 ± 0,05

iii) Moyenne NIOSH/moyenne Draeger comparées à tous les autres facteurs.

Les variables explicatives n'ont pu tenir compte que d'une très faible proportion de la variation des rapports. Les dommages à la cavité et l'âge de la MIUF semblent être les facteurs significatifs. Ils semblent cependant avoir très peu d'effet.

4.2.2.3 Habitations contenant de la MIUF entre les murs de brique

Comme il n'y avait aucune habitation de cette catégorie dans les Maritimes, la première analyse a tenu compte de toutes les habitations.

i) NIOSH comparée à tous les autres facteurs.

L'analyse initiale a révélé qu'aucun facteur significatif ne pouvait expliquer la variation des lectures NIOSH.

Lors de la préparation d'autres modèles, l'humidité à l'intérieur et la teneur moyenne en vapeur d'eau sont devenues des variables quelque peu significatives. Il est intéressant de noter que la concentration moyenne Draeger avait beaucoup moins rapport avec la concentration NIOSH dans ce petit groupe d'habitations que pour les deux autres groupes (voir la figure 8, page 42).

ii) Moyenne Draeger comparée aux autres facteurs.

Le seul facteur significatif de cette analyse est l'âge de la MIUF, avec un coefficient de -0,07 ± 0,054.

iii) Moyenne NIOSH/moyenne Draeger comparées aux autres facteurs.

L'analyse de ce rapport n'a révélé aucun facteur significatif.

4.2.3 Analyse supplémentaire des rapports NIOSH/Draeger

Les tableaux 23 et 24 résument les rapports (moyenne NIOSH/moyenne Draeger) des habitations soumises à l'Enquête nationale de vérification. Les données ont été ventilées selon l'emplacement de la MIUF. Les lectures NIOSH au tableau 23 sont exprimées en parties par billion (ppb) et les lectures Draeger, en parties par million (ppm). Veuillez noter que 1 ppm = 1000 ppb.

TABLEAU 23: Sommaire des rapports NIOSH/Draeger

Emplacement de la MIUF	Nombre d'habitations	Moyenne	Déviation standard	Minimum	Maximum
Entre les poteaux d'ossature murale	1 005	38,6	48,4	0,46	550
Entre la brique et le revêtement	507	60,0	65,2	0,20	462
Entre les murs de brique	152	57,7	92,8	0,46	650

Le tableau 24 donne plus de renseignements sur les rapports.

TABLEAU 24: Répartition des habitations selon divers rapports NIOSH/Draeger et selon l'emplacement de la MIUF.

Rapports	POURCENTAGE DES MAISONS		
	STUDSP	BETBW	BETSBW
0 - 5	4,3	8,6	2,0
5 - 10	13,2	17,1	7,1
10 - 15	12,1	8,6	7,5
15 - 20	11,7	9,9	7,1
20 - 25	10,4	6,6	12,2
25 - 30	8,6	3,9	7,1
30 - 35	6,6	3,3	3,7
35 - 40	5,7	5,9	4,1
40 - 45	4,1	2,0	3,9
45 - 50	4,1	2,6	3,9
50 - 75	7,2	9,2	16,0
75 - 100	4,2	7,2	9,7
100 - 125	3,1	4,6	5,7
125 - 150	1,4	4,0	3,0
150 - 175	0,6	-	1,4
sup. à 175	2,8	6,6	5,5

NOTE: STUDSP = MIUF entre les poteaux d'ossature murale.

BETBW = MIUF entre les murs de brique.
BETSBW = MIUF entre la brique et le revêtement.

Cette analyse démontre clairement la grande variation du rapport. L'analyse de régression dont il est question plus haut montre que les autres facteurs mesurés dans ces habitations ne peuvent expliquer cette variation.

4.2.4 Analyses diverses

i) Lectures NIOSH et Draeger classées par fabricant.

La mousse d'aucun fabricant n'a donné des lectures plus élevées ou plus faibles que la mousse des autres. Tout classement des moyennes nationales est faussé si l'examen porte sur une province à la fois.

ii) Échantillons NIOSH et Draeger contaminés, par l'équipe de prélèvement.

Pour ce qui est des habitations dont les lectures Draeger sont valables, la proportion moyenne d'échantillons contaminés a été de 0,037.

iii) Comparaison entre les échantillons contaminés et la moyenne Draeger.

Entre les habitations où aucun échantillon n'a été contaminé et celles où au moins un échantillon l'a été, la moyenne Draeger est significativement différente:

	Nombre	Moyenne Draeger (ppm)
aucun contaminé	1 662	2,34
au moins un contaminé	235	1,59

Les figures 8, 9, 10 et 11 résument l'évaluation générale des facteurs qui ont significativement modifié les concentrations de formaldéhyde dans l'air ou dans les cavités murales. Ces figures montrent également qu'une analyse des relations de cause à effet doit tenir compte de l'emplacement de la MIUF.

4.2.5 Problèmes de santé

Le ruban d'ordinateur a fourni les renseignements nécessaires au sujet des résidants. Ces derniers ont alors été classés selon qu'ils avaient souffert ou non de problèmes de santé. La concentration moyenne NIOSH dans les habitations des résidants a été considérée faible (0,049 ppm ou moins), moyenne (0,05 à 0,999 ppm) ou élevée (0,10 ppm ou plus). De plus, on a classé les résidants selon qu'ils fumaient ou non, qu'ils travaillaient dans leur maison ou à l'extérieur et que le décompte fongique moyen dans leur maison était faible (2 ou moins) ou élevé (2 ou plus).

La présente section a pour objectif de savoir s'il y a un rapport dose-réaction entre les concentrations NIOSH et le pourcentage de résidants ayant souffert de problèmes de santé. Dans l'affirmative, les problèmes de santé devraient être plus nombreux à mesure que la concentration augmente. De même, si les décomptes fongiques ont un rapport avec les problèmes de santé, une augmentation devrait entraîner les mêmes résultats. Le classement a été effectué pour les fumeurs et les non-fumeurs et pour les résidants travaillant dans leur maison ou à l'extérieur. On a jugé important de faire la distinction entre les fumeurs et les non-fumeurs et entre les lieux de travail, car une augmentation de la concentration de MIUF ou du décompte fongique risque d'entraîner des réactions différentes.

FIGURE 8: GRAPHIQUE COMPARATIF ENTRE LES MOYENNES NIOSH (ppm) ET DRAEGER (ppm), SELON LE TYPE DE CAVITÉ

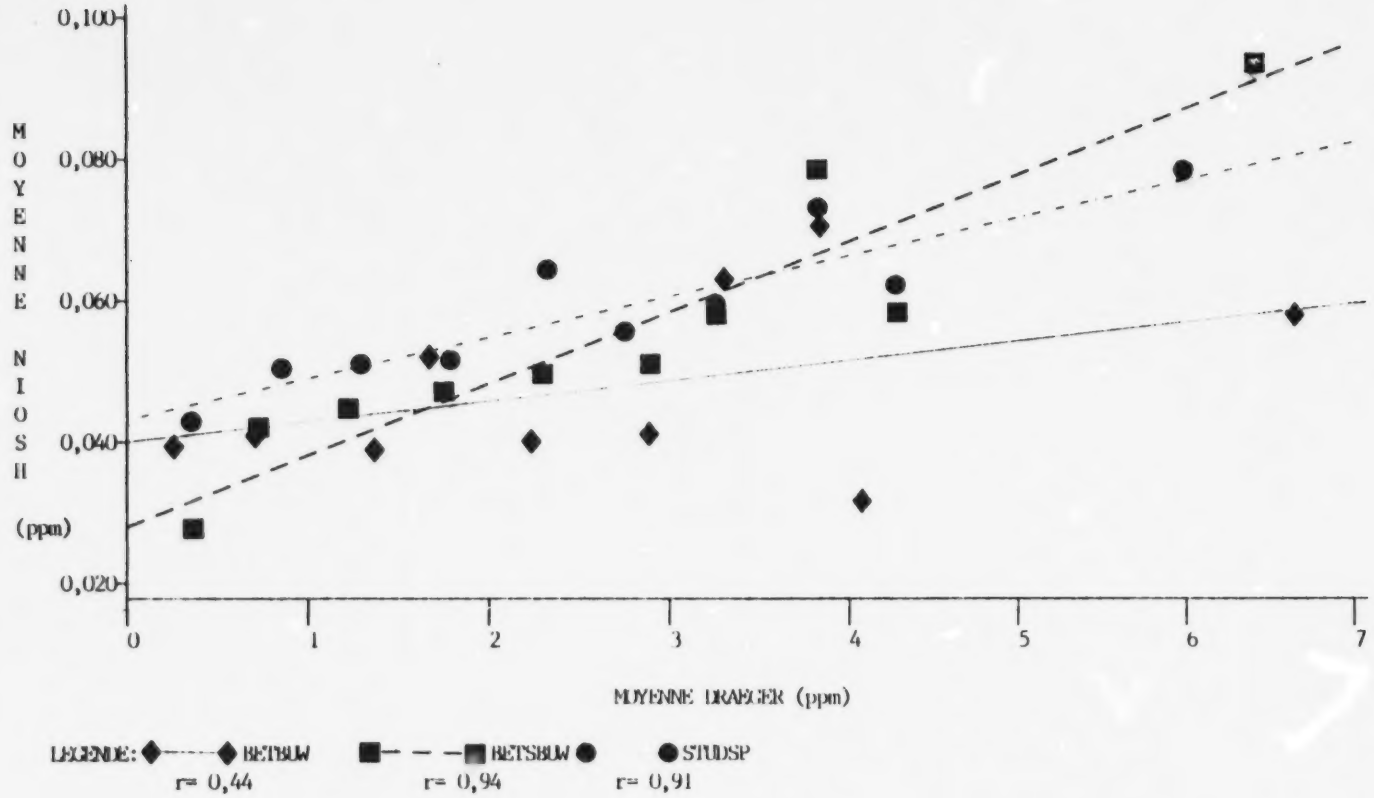


FIGURE 9: GRAPHIQUE COMPARATIF ENTRE LES MOYENNES DRAEGER ET L'AGE DE LA MIUF SELON LE TYPE DE CAVITÉ

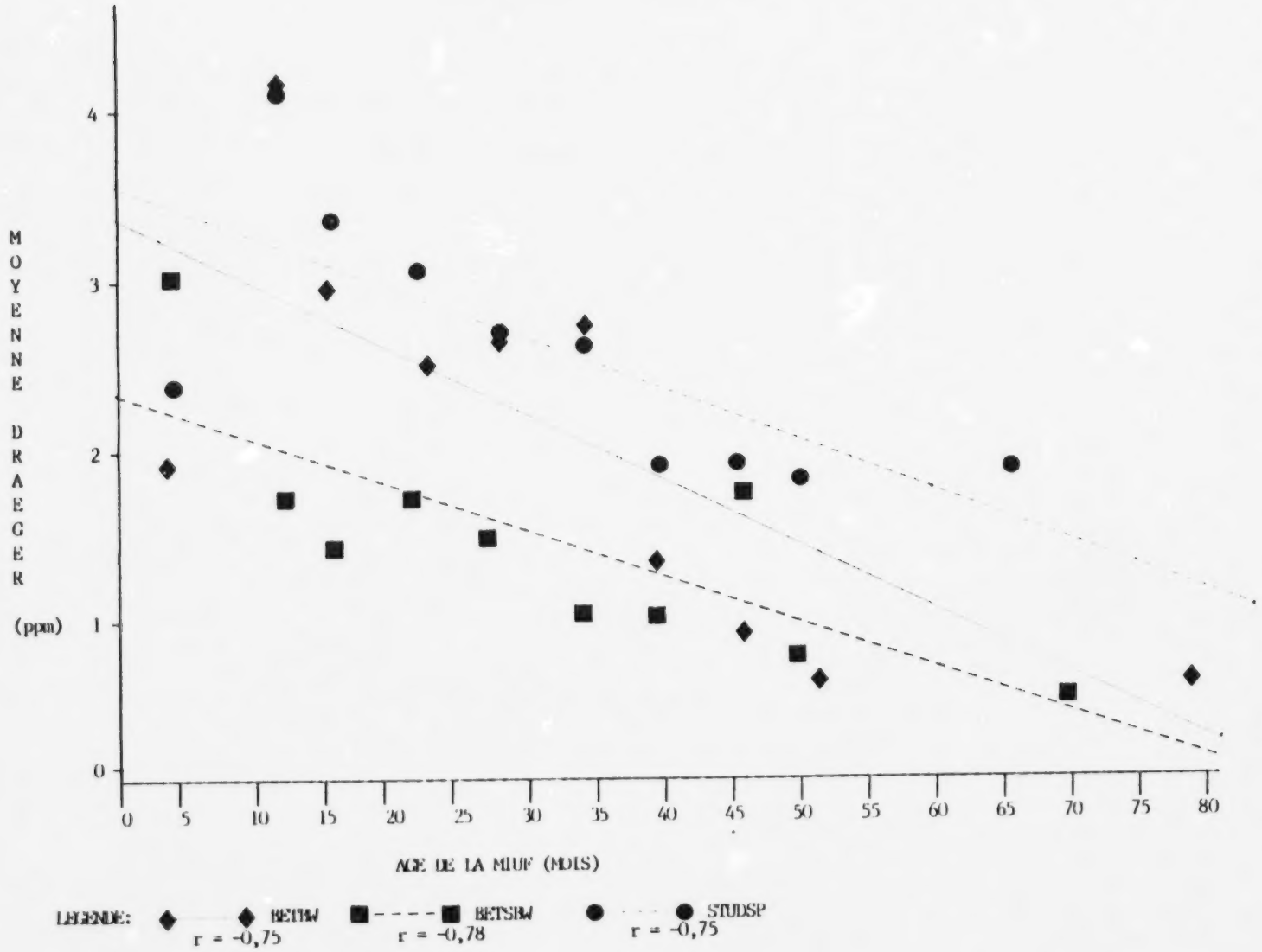


FIGURE 10: GRAPHIQUE COMPARATIF ENTRE LES MOYENNES DRAEGER ET LA TENEUR MOYENNE EN VAPEUR D'EAU, SELON LE TYPE DE CAVITÉ

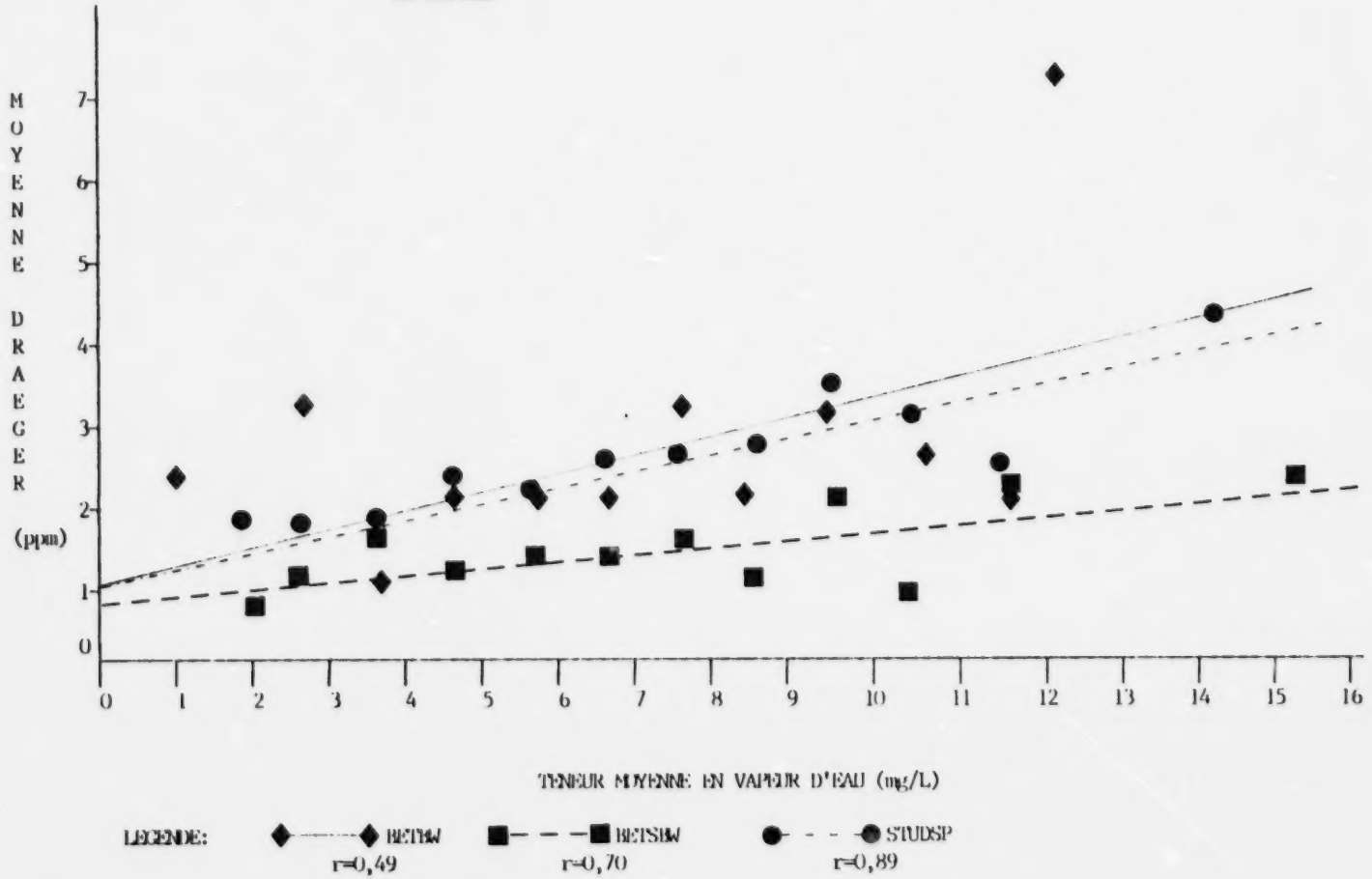
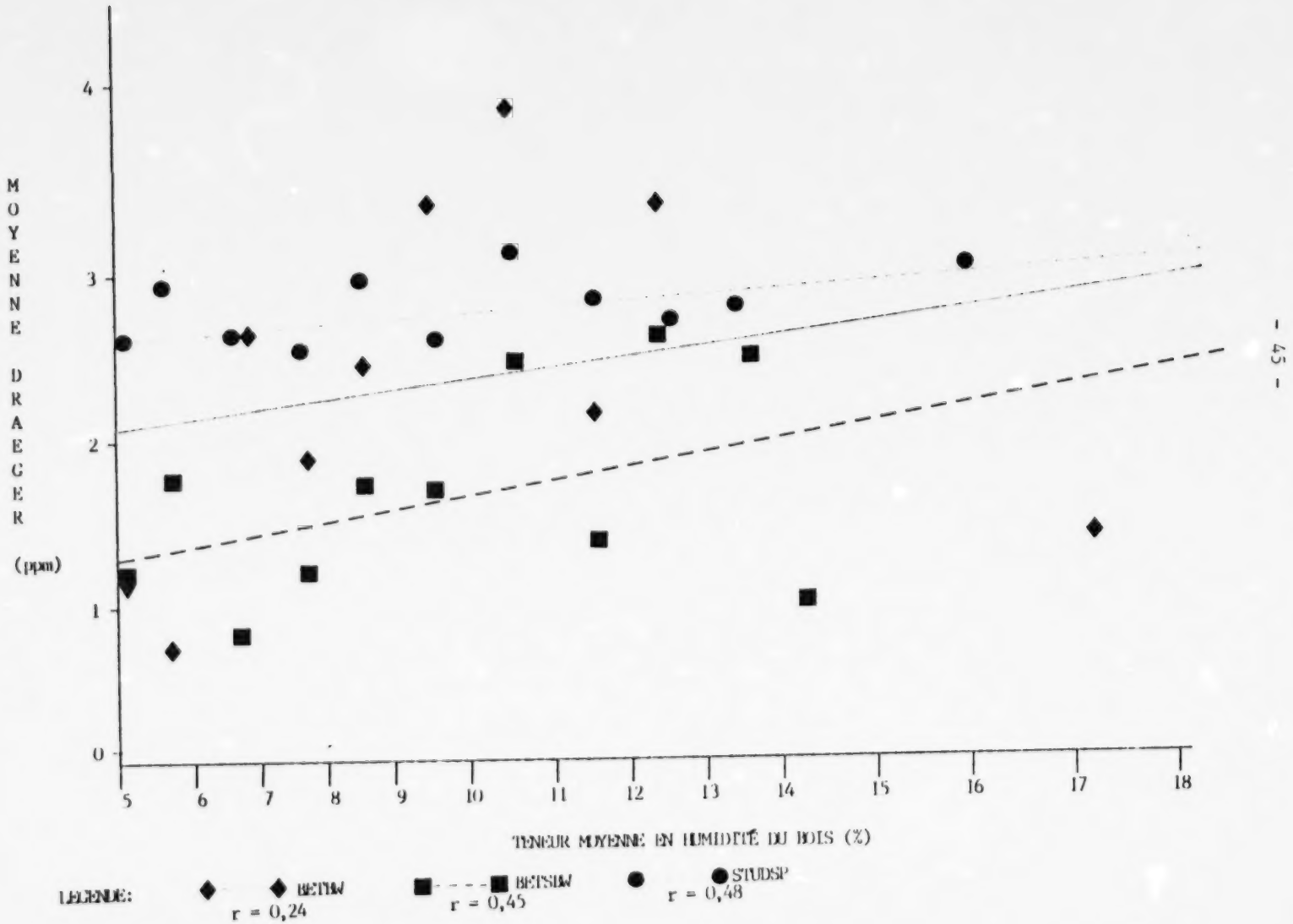


FIGURE 11: GRAPHIQUE COMPARATIF ENTRE LES MOYENNES DRAEGER ET LA TENEUR MOYENNE EN HUMIDITÉ DU BOIS, SELON LE TYPE DE CAVITÉ



On a analysé les données en prenant en considération le nombre de résidants éprouvant des problèmes de santé, et en les divisant par classes NIOSH et selon le fait qu'ils fumaient ou non. Le pourcentage de résidants souffrant de problèmes de santé est demeuré relativement constant d'une classe NIOSH à l'autre; pour certaines, le pourcentage a même semblé diminuer, que les personnes aient des problèmes de santé ou non (tableau 25). Cette tendance est semblable autant pour les fumeurs que les non-fumeurs. En effet, la classe NIOSH semble n'avoir aucun lien avec le nombre apparemment plus élevé de victimes parmi les fumeurs que parmi les non-fumeurs.

L'analyse suivante (tableau 26) a plutôt tenu compte du fait que les personnes travaillaient à la maison, ou à l'extérieur. Là encore, il semble n'exister aucun rapport dose-réaction entre la classe NIOSH et les problèmes de santé. Cependant, les personnes travaillant à la maison ont eu plus de problèmes que celles travaillant à l'extérieur. Le sexe peut avoir joué un rôle, car plus de femmes travaillent à la maison et plus d'hommes travaillent à l'extérieur; le temps d'exposition au formaldéhyde peut également avoir joué un rôle.

L'analyse du pourcentage de résidants ayant souffert de problèmes de santé (réparti par décomptes fongiques et par le fait que ces gens fumaient ou non) n'a montré aucun rapport apparent entre le décompte et les symptômes.

Le tableau 27 donne le pourcentage de résidants ayant souffert de problèmes de santé, en fonction du décompte fongique et du lieu de travail. On constate qu'à mesure que le décompte fongique augmente, l'insomnie et la fatigue sont plus marquées chez ceux qui travaillent à la maison. Les autres symptômes ne semblent avoir aucun lien.

Dans toutes ces analyses, un problème statistique rend toute interprétation délicate: le manque d'indépendance entre les individus. En effet, on ne peut considérer comme indépendants les membres d'une même famille, car ils sont tous soumis à la même concentration NIOSH.

Comme ce problème contredit certaines hypothèses statistiques, ces tableaux ne permettent pas de faire des affirmations trop catégoriques.

Un deuxième groupe d'analyse excluant les provinces maritimes n'a présenté aucune différence apparente par rapport au premier groupe d'analyse.

TABLEAU 25

Pourcentage des résidants ayant eu des problèmes de santé, basé sur la classe moyenne NIOSH et le fait qu'ils fument ou non.

Symptômes	Fumeurs(?)	Moyenne NIOSH (ppm) ≤ 0,049	0,05-,099	≥ 0,10
Irritation de la peau	Fumeurs	12,4	6,7	14,3
	Non-fumeurs	8,8	6,9	5,2
Rhumes	Fumeurs	30,3	24,3	29,6
	Non-fumeurs	24,4	21,5	22,4
Sensations de brûlures	Fumeurs	20,4	14,1	18,4
	Non-fumeurs	14,4	11,2	7,1
Picotement des yeux	Fumeurs	22,4	16,8	21,4
	Non-fumeurs	16,3	13,0	11,5
Insomnie	Fumeurs	12,8	7,5	9,2
	Non-fumeurs	8,2	6,6	5,7
Fatigue	Fumeurs	18,5	14,9	15,3
	Non-fumeurs	11,6	9,2	9,3
Nasaux	Fumeurs	7,1	4,5	6,1
	Non-fumeurs	6,8	4,8	6,8
Migraines	Fumeurs	12,1	16,8	17,4
	Non-fumeurs	14,4	15,0	12,0
Nausées	Fumeurs	6,7	4,5	4,1
	Non-fumeurs	4,4	3,9	3,8
Étourdissements	Fumeurs	9,9	7,7	9,2
	Non-fumeurs	5,3	5,3	3,6
Ont vu le médecin	Fumeurs	18,3	16,0	14,3
	Non-fumeurs	15,0	15,9	13,7

TABLEAU 26

Pourcentage des résidants ayant eu des problèmes de santé, réparti selon la classe moyenne NIOSH et travaillant à la maison ou ailleurs

Symptômes	Lieu de travail	Moyenne NIOSH (ppm) ≤ 0,049	0,05-,099	≥ 0,10
Irritation de la peau	A la maison	10,5	8,9	9,6
	Ailleurs	8,7	5,4	5,3
Rhumes	A la maison	29,5	24,5	31,3
	Ailleurs	22,3	20,4	18,4
Sensations de brûlures	A la maison	20,1	15,8	13,1
	Ailleurs	11,8	9,0	6,8
Picotement des yeux	A la maison	21,4	16,9	19,2
	Ailleurs	14,3	11,9	9,4
Insomnie	A la maison	11,7	8,8	8,6
	Ailleurs	7,0	5,4	4,9
Fatigue	A la maison	15,1	11,6	12,6
	Ailleurs	11,3	9,5	9,0
Nasaux	A la maison	6,8	4,2	6,6
	Ailleurs	7,0	5,2	6,8
Migraines	A la maison	18,5	17,2	16,7
	Ailleurs	13,5	14,1	10,5
Nausées	A la maison	6,3	3,9	5,1
	Ailleurs	3,7	4,1	3,0
Étourdissements	A la maison	8,9	8,5	6,1
	Ailleurs	3,9	3,8	3,8
Ont vu le médecin	A la maison	20,6	19,5	21,7
	Ailleurs	11,6	13,3	7,9

TABLEAU 27

Pourcentage des résidants ayant eu des problèmes de santé, classé selon le décompte fongique et travaillant à la maison ou ailleurs

Symptômes	Lieu de travail	Décompte fongique moyen ⩽ 2	Décompte fongique moyen > 2
Irritation de la peau	A la maison	13,5(10/74)	10,8(7/65)
	Ailleurs	13,7(10/73)	9,6(7/73)
Rhumes	A la maison	31,1(23/74)	36,9(24/65)
	Ailleurs	23,3(17/73)	12,3(9/73)
Sensations de brûlures	A la maison	29,7/22/74)	18,5(12/65)
	Ailleurs	16,4(12/73)	8,2(6/73)
Picotement des yeux	A la maison	27,0(20/74)	26,2(17/65)
	Ailleurs	23,3(17/73)	11,0(8/73)
Insomnie	A la maison	10,8(8/74)	21,5(14/65)
	Ailleurs	13,7(10/73)	4,1(3/73)
Fatigue	A la maison	13,5(10/74)	29,2(19/65)
	Ailleurs	9,6(7/73)	11,0(8/73)
Nasaux	A la maison	5,4(4/74)	9,2(19/65)
	Ailleurs	5,5(4/73)	1,4(1/73)
Migraines	A la maison	29,7(22/74)	18,5(12/65)
	Ailleurs	15,1(11/73	6,9(5/73)
Nausées	A la maison	6,8/5/75)	7,7(5/65)
	Ailleurs	1,4(1/73)	0,0(0/73)
Étourdissements	A la maison	14,9(11/74)	15,4(10/65)
	Ailleurs	2,7(2/73)	6,9(5/73)
Ont vu le médecin	A la maison	25,7(19/74)	29,2(19/65)
	Ailleurs	13,7(10/73)	5,5(4/73)

Les chiffres entre parenthèses sont des pourcentages qui représentent respectivement, le numérateur et le dénominateur.

4.2.6 Analyse comparée des résultats provenant des dispositifs passifs et des mesures actives du formaldéhyde

Les habitations revérifiées au Nouveau-Brunswick ont servi à cette analyse. Des tamis moléculaires "Oak Ridge" en cartouche active, des contrôleurs passifs "Lawrence Berkeley Laboratory" et des dosimètres passifs DuPont ont fonctionné en parallèle pour qu'on sache si les dosimètres passifs étaient efficaces et convenaient à la vérification des concentrations de formaldéhyde. Les tests initiaux ont révélé une mauvaise corrélation entre les trois systèmes (figure 12). Les recherches subséquentes effectuées par le CNR et pour le compte de celui-ci ont indiqué une variation diurne des concentrations de formaldéhyde dans les maisons. Des facteurs comme les conditions météorologiques, la présence de fumeurs, l'utilisation d'appareils au gaz ou d'un foyer, etc., peuvent entraîner un changement de concentration selon un facteur de deux ou plus. Il semble que la compréhension de ce problème exigera des enquêtes supplémentaires.

4.2.7 Développement préliminaire du Programme sur la MIUF

Chaque habitation isolée à la MIUF a été classée dans l'une des quatre catégories, selon des données et des paramètres divers enregistrés au cours de tests. Ces paramètres comprenaient les problèmes de santé, la teneur en humidité du bois, la classification de la mousse et la concentration de formaldéhyde. Le tableau 28 définit les critères de classification.

Cette classification a été conçue pour représenter divers degrés de travaux correcteurs nécessaires et pour déterminer quel pourcentage d'habitations de l'ENV isolées à la MIUF faisaient partie de chaque catégorie. Les travaux correcteurs prévisibles pour chaque catégorie étaient comme suit:

classe 1: aucun travail;
classe 2: travaux limités (scellement);
classe 3: travaux majeurs (autres que l'enlèvement complet de la mousse);
classe 4: enlèvement complet de la mousse.

Les tableaux 29 et 30 résument quelles habitations ont été respectivement choisies dans les dossiers CIC-MIUF et PITRC, en fonction de la classification donnée ci-dessus. Il a suffi d'attribuer le pourcentage d'habitations dans chaque catégorie aux estimations nationales sur le nombre d'habitations isolées à la MIUF pour prédire combien d'habitations auraient besoin de tel ou tel degré de travaux correcteurs, et quels seraient les coûts totaux du programme. Ces prédictions n'on pu s'effectuer qu'à l'aide des habitations du dossier du PITRC (tableau 30), car il s'agit du seul groupe d'habitations choisi au hasard.

FIGURE 12: RENDEMENT COMPARÉ DES APPAREILS DE MESURE PASSIFS LBL, DES DOSIMÈTRES PASSIFS DuPont ET DES MESURES ACTIVES Oak Ridge DE FORMALDÉHYDE

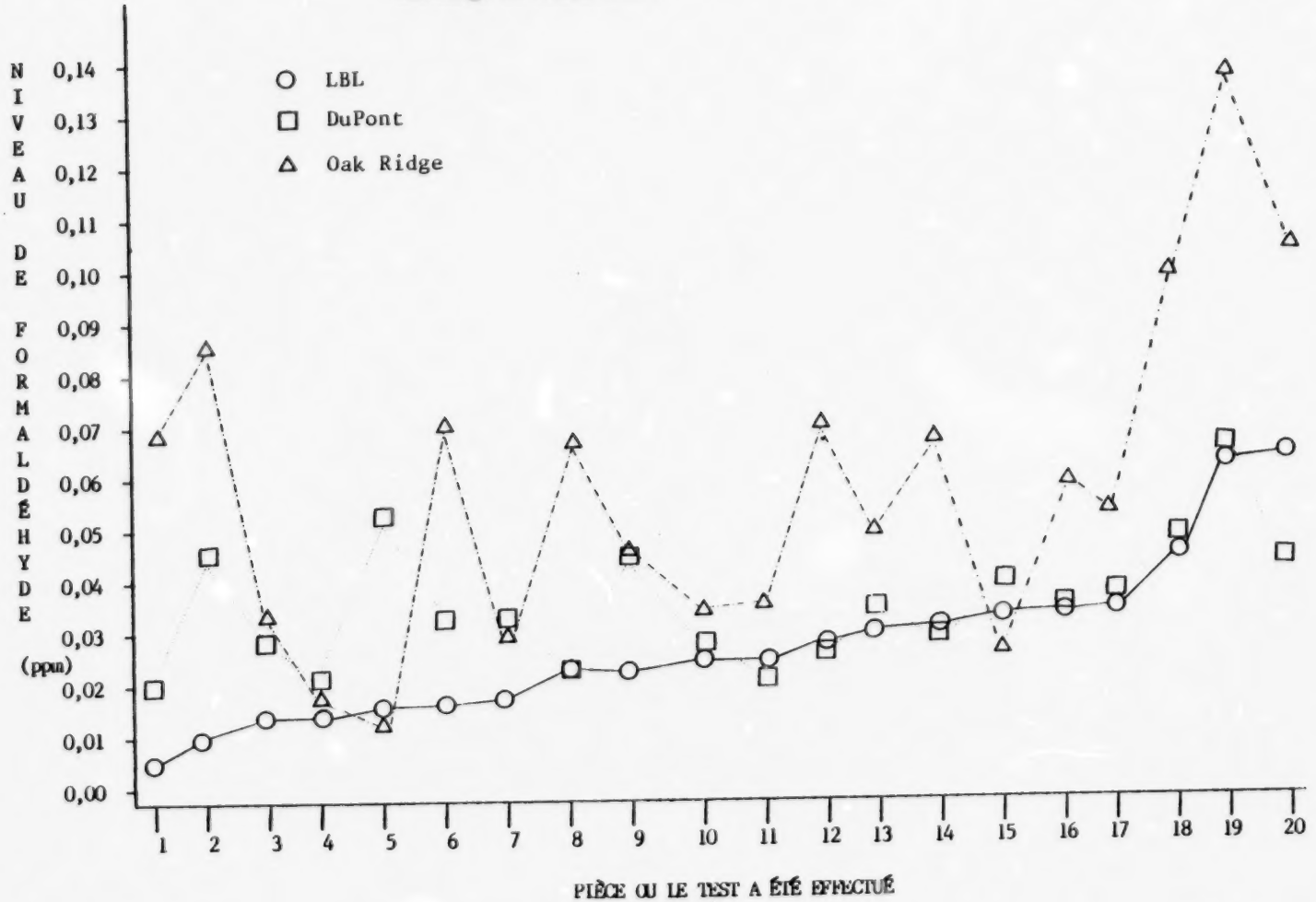


TABLEAU 28: Critères de classification de l'énoncé des travaux.

Classe	Concentration de formaldéhyde (ppm)	Aucun problème de santé	Problèmes de santé confirmés	Teneur en humidité	Quantité de mousse des classes A, B et C*
1	moins de 0,04	XX		moins de 20%	
1	moins de 0,04		XX	moins de 20%	
2	moins de 0,04	XX		20% et plus	
2	moins de 0,04		XX	20% et plus	
1	0,04 - 0,1	XX		moins de 20%	
2	0,04 - 0,1	XX		20% et plus	
2	0,04 - 0,1		XX		plus de 70%
3	0,04 - 0,1		XX		50 - 70%
4	0,04 - 0,1		XX		moins de 50%
2	plus de 0,1	XX			plus de 70%
3	plus de 0,1	XX			50 - 70%
4	plus de 0,1	XX			moins de 50%
2	plus de 0,1		XX		plus de 80%
3	plus de 0,1		XX		60 - 80%
4	plus de 0,01		XX		moins de 60%

* la classification de la MIUF figure dans la Note d'information sur la construction n°23 (Conseil national de recherches du Canada, Division des recherches en bâtiment).

TABLEAU 29: Répartition (en %) des habitations inscrites au dossier CIC-MIUF selon la classification de l'énoncé des travaux.

		Classe			
Provinces	N	1	2	3	4
C.-B.	82	70,7	14,6	3,7	11,0
Alberta	11	100,0	----	---	----
Saskatchewan	5	80,0	20,0	---	----
Manitoba	14	71,4	14,3	7,1	7,1
Ontario	121	72,7	23,1	1,7	2,5
Québec	315	87,0	9,5	1,3	2,2
N.-B.	4	75,0	----	---	25,2
Nouvelle-Écosse	57	40,4	50,9	5,3	3,5
I.P.É.	9	55,6	44,4	---	----
Terre-Neuve	10	40,0	50,0	---	10,0
Total	628	76,4	17,7	2,1	3,8

TABLEAU 30: Répartition (en %) des habitations inscrites au dossier du PITRC selon la classification de l'énoncé des travaux.

Provinces	N	1	2	3	4
C.-B.	46	76,1	17,4	2,2	4,3
Alberta	24	83,3	12,5	---	4,2
Saskatchewan	29	96,6	----	---	3,2
Manitoba	87	81,6	14,9	1,1	2,3
Ontario	522	72,2	22,2	2,5	3,1
Québec	245	82,4	11,0	2,4	4,1
N.-B.	130	57,7	27,7	4,6	10,0
Nouvelle-Écosse	---	----	----	---	----
I.P.É.	---	----	----	---	----
Terre-Neuve	36	55,6	25,0	8,3	11,1
Total	1 119	74,0	18,9	2,7	4,4

Bien que les renseignements présentés ici soient sommaires et aient été utilisés lors des étapes initiales de la mise en oeuvre du Programme, divers facteurs ont rendu nécessaire la modification des critères déterminant les méthodes d'analyses et les mesures correctives à prendre. Les renseignements ci-dessus ne s'appliquent donc plus au programme d'aide du Gouvernement tel qu'il est présentement défini.

4.3 Assurance de la qualité/Contrôle de la qualité (AQ/CQ)

"Concord Scientific Corporation" a mené indépendamment un programme d'assurance de la qualité pour le compte des membres du consortium qui a dirigé l'Enquête nationale de vérification et a dirigé le programme interne de contrôle de la qualité des membres en question. Ces programmes étaient basés sur le manuel des procédures techniques et sur les spécifications AQ/CQ mises au point en partie par "Concord Scientific" aux fins de l'ENV (annexe I). Ces procédures et spécifications ont ensuite été modifiées en fonction d'un programme de six semaines. L'annexe VI présente le rapport final complet du programme AQ/CQ.

4.3.1 Résumé des inspections sur le terrain et en laboratoire

Le personnel de "Concord Scientific" a visité tous les laboratoires participants du consortium de l'Enquête nationale de vérification afin d'évaluer leurs techniques d'analyse. Les équipes sur le terrain ont procédé à des inspections-surprises de 25 équipes de techniciens partout au pays (soit environ 45% de toutes les équipes opérationnelles du consortium) et ont procédé à un échantillonnage parrallèle (en double) avec 20 de ces équipes.

Les inspections des équipes sur le terrain visaient à élaborer un barème d'AQ et de CQ pour déterminer l'efficacité du travail des échantillonneurs dans les maisons. Un contrôleur de la qualité a été chargé d'observer les équipes pendant qu'elles procédaient à l'échantillonnage dans une maison, et de prélever un double des échantillons d'air dans la pièce afin d'en mesurer la teneur en formaldéhyde (selon la méthode NIOSH révisée).

Le travail des échantillonneurs a été observé en détail dans 25 maisons et des doubles ont été prélevés dans 20 maisons.

Les équipes d'échantillonnage ont été observées et questionnées au cours de leur travail, ce qui a permis d'établir:

1. leur connaissance et leur respect des procédures d'échantillonnage spécifiées;

2. leurs méthodes d'entreposage des contenants, leurs techniques de transfert des échantillons et leurs procédures d'expédition;

3. l'étalonnage de leur matériel d'échantillonnage;

4. la fiabilité des dispositifs d'échantillonnage;

5. leurs observations sur les problèmes survenus sur le terrain et les solutions qu'ils ont apporté à l'ensemble de leur travail.

Les procédures et le matériel des équipes d'échantillonnage ont varié d'une région à l'autre, à cause des méthodes de recrutement (degré d'instruction des équipes), de la formation en vue du projet, et de la proximité des laboratoires de chaque région et de leurs procédures. De plus, il y a eu des variations dans une même région à cause des différences de performance du matériel et du degré de compréhension de chaque personne impliquée. Les contrôleurs de la qualité ont constaté que les risques d'erreurs provenaient principalement des facteurs suivants:

1. l'étalonnage du matériel d'échantillonnage;

2. l'utilisation de matériel d'échantillonnage Draeger;

3. l'utilisation de rotamètres; et,

4. la condensation dans les rotamètres.

L'annexe VI traite de ces problèmes en profondeur.

4.3.2 Échantillonnage en double

En plus d'être chargé du programme AQ/CQ, "Concord Scientific Corporation" a effectué un échantillonnage parralèle avec 20 équipes choisies au hasard partout au pays; cela englobait toutes les sociétés, sauf "Warnock-Hersey" et "Proctor and Redfern".

Le tableau 31 donne la liste des résultats. Les données de la colonne $CV_{(S+P)}$ ont servi à calculer les valeurs $CV_{(S+P)}$ expliquées à la page 64 du présent rapport.

Les valeurs $CV_{(S+P)}$ exceptionnellement élevées ou faibles s'expliquent généralement par la composante CV_p , ce qui indique une importante variation du débit de pompage.

Le test "T" d'un stagiaire a été effectué sur la paire de résultats de la deuxième et de la troisième colonnes du tableau afin de déterminer si la différence était significative. Les résultats sont les suivants:

Différence moyenne (AD) = 0,0033 ppm

$S = 0,0347$ ppm

$S_{AD} = S/(N)^{\frac{1}{2}} = 0,0347/6,6 = 0,0053$

$t = |Ad|/S_{AD} = 0,0033/0,0053 = 0,63$

$t^{1}_{0,01,44} = 2,69$

Par conséquent, la différence moyenne entre les paires de résultats n'est pas significativement différente de zéro. Bien que cela indique qu'il n'y a pas de différence systématique entre les résultats de "Concord" et les autres, la grande déviation standard révèle que les erreurs aléatoires sont importantes (voir le tableau 31).

TABLEAU 31: Résultats de l'échantillonnage en double

Laboratoire et équipe d'échantillonnage	Résultats de CSC (ppm)	Leurs Résultats (ppm)	Moyenne	Déviation Standard	*CV_T	*CV_A	*$CV_{(S+P)}$
Geortech	0,062	0,091	0,0765	0,021	0,275	0,21	0,17
Snow & McLagen	0,062	0,067	0,0645	0,004	0,062	0,22	-0,21
Technitrol	0,004	0,019	0,0115	0,011	0,957	0,68	0,67
Thomas, Rothwell &	0,051	0,046	0,0485	0,004	0,082	0,28	-0,26
Cahill	0,063	0,044	0,0535	0,013	0,243	0,27	-0,12
MacLaren, N.S.	0,001	0,018	-	-	-	-	-
Henderson & Ross	0,039	0,090	0,0645	0,036	0,558	0,24	0,50
	0,038	0,094	0,066	0,040	0,606	0,24	0,46
MacLaren, N.S.	0,003	0,018	0,010	0,011	1,10	0,75	0,81
Waite & Barkhouse	0,035	0,060	0,0475	0,018	0,379	0,28	0,26
	0,047	0,091	0,069	0,031	0,449	0,22	0,39
Technitrol	0,094	0,037	0,0655	0,040	0,610	0,24	0,56
M. & Mme Gaston	0,098	0,052	0,075	0,033	0,440	0,21	0,39
Technitrol	0,077	0,017	0,047	0,042	0,894	0,28	0,85
	0,086	0,044	0,065	0,030	0,462	0,24	0,39
Atlantic Analytical	0,018	NR	-	-	-	-	-
Pelletier & Morrison	0,043	0,008	0,0255	0,025	0,980	0,44	0,88
	0,028	NR	-	-	-	-	-
Scanada	0,0	0,01	-	-	-	-	-
Ruest & Fortier	0,042	0,03	0,036	0,008	0,222	0,35	-0,27
	0,140	0,05	0,095	0,064	0,674	0,17	-0,27
Levelton	0,026	0,030	0,028	0,003	0,674	0,38	0,56
MacLean	0,059	0,025	0,042	0,024	0,571	0,32	0,47
Atlantic Analytical	0,045	0,034	0,0395	0,008	0,203	0,34	-0,27
Nagle & Morrison	0,079	0,174	0,1265	0,067	0,529	0,15	0,51
Scanada	0,069	0,05	0,0595	0,013	0,218	0,24	-0,10
Samson & Rockley	0,081	0,09	0,0855	0,006	0,070	0,18	-0,17

TABLEAU 31: Résultats de l'échantillonnage en double (suite)

Laboratoire et équipe d'échantillonnage	Résultats de CSC (ppm)	Leurs Résultats (ppm)	Moyenne	Déviation Standard	*CV_T	*CV_A	*$CV_{(S+P)}$
MacLaren N.S.	0,022	0,069	0,0455	0,033	0,725	0,31	0,66
Perry & Donahue	0,028	0,047	0,0375	0,013	0,347	0,35	0,0
Technitrol	0,031	0,067	0,049	0,025	0,510	0,28	0,43
Gallagher & Lakhani	0,041	0,035	0,038	0,004	0,105	0,35	-0,30
Levelton	0,041	0,019	0,030	0,016	0,533	0,40	0,35
Jung	0,025	0,008	0,016	0,012	0,750	0,62	0,42
Levelton	0,043	0,042	0,043	0,001	0,023	0,32	-0,32
McVicar	0,045	0,0429	0,044	0,001	0,023	0,32	-0,32
Levelton	0,100	0,0521	0,076	0,034	0,447	0,21	0,39
Bilbey	0,063	0,0508	0,057	0,009	0,158	6,27	-0,22
Levelton	0,032	0,022	0,027	0,007	0,259	0,44	-0,36
MacKay	0,025	0,013	0,029	0,008	0,421	0,62	-0,46
Levelton	0,079	0,049	0,064	0,021	0,328	0,24	0,22
Quigley	0,076	0,041	0,059	0,025	0,424	0,24	0,34
	0,083	0,066	0,075	0,012	0,160	0,21	-0,14
MacLaren, Ont.	0,010	0,019	0,075	0,012	0,160	0,21	-0,14
Cosburn & Rocket	0,047	0,088	0,068	0,029	0,426	0,23	0,36
	0,061	0,057	0,059	0,003	0,051	0,24	-0,23
Technitrol	0,053	0,026	0,039	0,019	0,487	0,35	0,34
Markell & Racine	0,008	0,014	0,017	0,013	0,765	0,62	-0,45

*CV_T = coefficient de variation - erreur totale.

CV_A = coefficient de variation - méthode analytique.

CV_{S+P} = coefficient de variation - erreur d'échantillonnage et de pompage.

4.3.3 Inspections des laboratoires

Il y a eu huit (8) inspections de laboratoires au cours de l'Enquête nationale de vérification. Les quelques problèmes constatés ont été facilement résolus. Les déficiences communes étaient:

1. des contenants de stockage inappropriés, une mauvaise réfrigération, etc., ainsi que des solutions réactives périmées;

2. le manque de connaissance des sources possibles de contamination (fumée de cigarette, propreté générale, etc.); et,

3. le manque de précautions quant à la pureté de l'eau des réactifs.

4.3.4 Résultats sommaires des tests effectués en collaboration

L'étude en collaboration a été effectuée conformément aux procédures normales de l'AOAC. "Concord Scientific" a expédié des échantillons standard à tous les laboratoires du consortium de l'Enquête nationale de vérification. Ces échantillons contenaient une concentration connue de formaldéhyde dans 1% de bisulfite de sodium.

La première série de tests a comporté 6 échantillons: deux à faible concentration, deux à concentration moyenne et deux à forte concentration. Une bouteille de chaque paire a servi à l'analyse en double le premier jour. La deuxième a été réanalysée le deuxième jour. La procédure NIOSH révisée a été suivie.

La deuxième série de tests a comporté six échantillons: deux à concentration extrêmement faible, deux à très faible concentration et deux à faible concentration. La troisième série de tests a également comporté six échantillons, certains à très faible concentration et les autres à faible concentration.

Les procédures sont décrites en détail dans le Statistical Manual de l'Association des chimistes analytiques officiels (AOAC). La plus grande partie de l'analyse statistique a porté sur les valeurs analytiques simples de l'exercice du deuxième jour de la première série, et sur toutes les valeurs simples des séries 2 et 3. Les valeurs supplémentaires (doubles) du premier jour de la première série n'ont pas été utilisées à cause de la réduction artificielle de la variation qu'aurait entraîné le calcul de la moyenne des paires de doubles. Autrement dit, l'analyse des résultats simples fournit un portrait plus précis de l'incertitude d'une mesure simple isolée.

Il existe une raison fondamentale pour traiter, dans l'analyse statistique, les sommes et les différences des paires de résultats d'échantillons standards nominaux (ou acceptés) groupés de très près: les sommes contiennent des variations aléatoires (précision) et systématiques (exactitude ou tendance), alors que les différences ne contiennent que des variations aléatoires. C'est pourquoi les deux sources de variance peuvent être résolues et quantifiées.

Le test F permet de déceler s'il existe des erreurs systématiques ou des tendances significatives (S_b).

Pour la première série de tests, la précision et la tendance à faible et à moyenne concentration sont comparables (0,036 contre 0,044 et 0,084 contre 0,095 respectivement), mais à concentration élevée, la précision (0,106) dépasse la tendance (0,075). Pour la deuxième série, la précision et la tendance sont à peu près égales (0,024 contre 0,027, 0,019 contre 0,038 et 0,021 contre 0,035 à concentrations extrêmement faible, très faible et faible respectivement). Cette tendance se poursuit à la troisième série, sauf à faible concentration, (Partie A+B), ou la tendance dépasse la précision (0,037 contre 0,059 et 0,021 contre 0,075). La précision et la tendance à très faible concentration sont essentiellement les mêmes (0,022 contre 0,030).

La précision (S_r) et la tendance sont égales quand les valeurs sont faibles; quand elles sont élevées, l'erreur aléatoire est plus grande que l'erreur systématique ou de tendance, comme prévu.

Les résultats des tests en collaboration ont fourni l'un des deux éléments nécessaires au calcul de l'incertitude des résultats recueillis. Il suffit de diviser S_d (la déviation standard des données) par la moyenne des données de chaque paire de tests pour obtenir le coefficient de variation (CV_A) de la méthode analytique. Exemple: concentration élevée, première série de tests:
$S_d = 0,150$, $X = 2,14$;

par conséquent $CV_A = \dfrac{0,150}{2,14} = 0,07$; de même, à

concentration extrêmement faible (deuxième série de tests),
$S_d = 0,046$ et la valeur moyenne = 0,057.

$$CV_A = \frac{0,046}{0,057} = 0,81$$

Il appert que le coefficient de variation augmente à mesure que la concentration de la solution diminue. Ces valeurs du CV_A ont servi à dessiner la courbe de la figure 13. Le coefficient de variation ainsi défini sert à calculer l'incertitude des mesures individuelles dont il est question ailleurs dans le présent rapport.

4.3.5 Analyse des doubles

Les divers laboratoires du consortium devaient partager environ 1% de tous les échantillons de laboratoire destinés à l'analyse à l'acide chromotropique et les expédier à "Concord Scientific" pour qu'elle les analyse en tant que doubles. Le laboratoire a finalement reçu et analysé 88 échantillons, soit environ 90% du nombre prévu.

Les paires distinctes de résultats (ceux de "Concord" et ceux du laboratoire expéditeur) ont subi une analyse statistique visant à déterminer s'il y avait des différences significatives entre les deux ensembles de données. Le tableau 32 donne les résultats du test "T" du stagiaire sur ces données.

La présence ou l'absence de différences statistiquement significatives entre les résultats de Concord et ceux du laboratoire expéditeur ne permettent pas de démontrer la précision des ensembles des données. Par contre, les résultats des tests indiquent qu'il n'existait aucune différence systématique (générale ou individuelle) entre les deux jeux de déterminations indépendantes effectuées sur place et en laboratoire. Autrement dit, la précision de ces mesures indépendantes tombe dans la plage déterminée par les (faibles) erreurs aléatoires.

TABLEAU 32: RÉSULTATS DES TESTS

Données des tests effectués en collaboration - échantillons partagés, comparaison avec CSC.

Laboratoires	n	AD	S	SAD	t	t'.01,n-1	Pertinence
Enviroclean	23	-0,0014	0,0284	0,0059	0,24	2,82	NP
Proctor & Redfern	4	0,0108	0,0025	0,0013	(8,64)	5,84	P**
Technitrol	30	-0,0042	0,0096	0,0018	2,40	2,76	NP
Atlantic Analytical	8	-0,0021	0,0216	0,0077	0,28	3,50	NP
Levelton	21	-0,0020	0,0198	0,0043	0,47	2,85	NP
Geortec	2	0,0430	0,0551	0,0390	(1,10)	3,66	NP**
En général	88	0,0021	0,02140	0,0023	0,91	2,64	NP

REMARQUES:

NP = non pertinent; P = pertinent

** Douteux à cause de la petitesse de l'échantillon

n = nombre d'échantillons

AD = valeur moyenne des différences appariées (résultats de Concord - résultats du laboratoire X)

S = déviation standard

SAD = erreur standard de la différence moyenne

t = statistique t du stagiaire sur les données = lADlsAD

t' = statistique t du stagiaire à un degré de fiabilité de 99% et à n-1 degrés de liberté

Pertinence = la différence moyenne observée est significativement différente de zéro si t est égal ou supérieur à t'

4.3.6 Analyse des erreurs globales

On a procédé à l'analyse des erreurs globales des données pour connaître les sources d'erreur majeures et mineures des résultats consignés.

La norme NIOSH sur la précision du contrôle de la qualité de l'air stipule que l'erreur totale (échantillonnage plus analyse) doit être inférieure à 25% pour au moins 95% des échantillons analysés.

La norme adoptée pour cette étude stipule que l'erreur totale absolue doit être inférieure à 15% dans au moins 90% des cas.

Nos visites sur place et l'étude en collaboration ont révélé que cette limite de 15% a été dépassée, de même que la limite de 25% fixée par la NIOSH pour la méthode envisagée.

La présente section vise à montrer quelle erreur totale absolue peut être assignée aux résultats individuels de l'Enquête nationale de vérification.

Dans le cas d'une norme qui spécifie que l'erreur totale absolue doit être égale ou inférieure à 25% dans au moins 95% des échantillons analysés, le coefficient réel de variation de l'erreur totale (CV_T) ne doit pas excéder 0,128. Cependant, le CV consigné est sujet à certaines erreurs aléatoires. C'est pourquoi la valeur expérimentale du coefficient de variation de la valeur totale (CV_T) doit être inférieure au CV_T. Cette valeur chute à 0,105 si l'on autorise 5% d'erreurs de type 1. Cette correction fait en sorte que l'erreur calculée tiendra compte du degré réel d'incertitude générale, au degré de fiabilité spécifié.

Si l'erreur totale absolue n'excède pas 15% dans au moins 90% des échantillons prélevés et analysés, le coefficient de variation de l'erreur totale (CV_T) ne doit pas excéder 0,091.

Le CV_T réel se compose des trois éléments suivants:

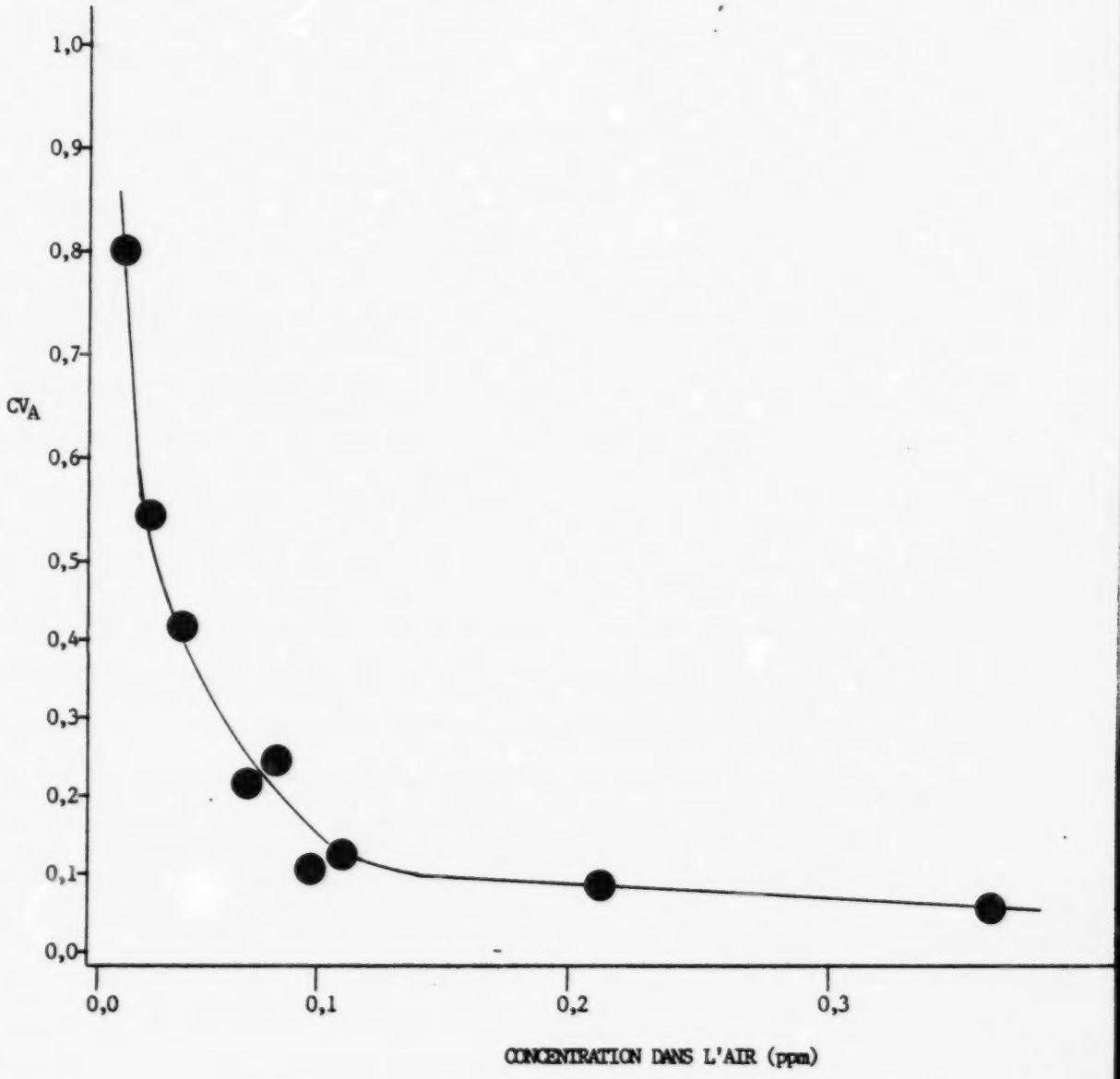
$$CV_T = ((CV_A)^2 + (CV_S)^2 + (CV_P)^2)^{\frac{1}{2}}$$

Où CV_A est le coefficient associé à la variation de l'analyse,

CV_S est le coefficient associé à la variation relative à l'échantillonnage, et

CV_P est le coefficient associé à l'erreur de pompage.

FIGURE 13: COURBE COMPARATIVE ENTRE LE CV_A ET LA CONCENTRATION SELON LES RÉSULTATS DES TESTS EFFECTUÉS EN COLLABORATION



Voici des types d'exemples de chaque catégorie:

CV_S - passage des liquides des conimètres à impact aux bouteilles de transfert

- rinçage des conimètres dans les bouteilles de transfert

CV_A - étude en collaboration

CV_P - étalonnage initial
- analyse en double
- condensation dans les rotamètres
- fréquence du réglage des rotamètres
- fréquence de réétalonnage
- faibles taux mesurés.

Aux fins de la présente étude, CV_S et CV_P ont été combinés pour donner $CV_{(S+P)}$; la formule opérationnelle est donc:

$$CV_T = (CV_A^2 + CV^2 (S+P))^{\frac{1}{2}}$$

Normalement, une méthode analytique ne comprend qu'un seul CV_A; cependant, comme la concentration dans la plupart des échantillons se trouvait vers le bas de l'échelle, dans la plage où le CV_A augmente à mesure que la concentration diminue, il a fallu employer diverses valeurs, selon la plage qui concorde avec les résultats de l'analyse.

Il a déjà été question de l'étude en collaboration; ces résultats ont permis de tracer la courbe CV_A et la courbe de concentration, que montre la figure 13.

Pour connaître le CV_A correspondant à une concentration donnée, trouver la concentration en question sur l'axe des X, trouver le point correspondant de la courbe, puis le point correspondant sur l'axe des Y. Par exemple, 0,1 ppm dans l'air correspond à un CV_A de 0,12.

Le $CV_{(S+P)}$ a été calculé à partir des résultats obtenus auparavant. La valeur moyenne s'est chiffrée à 0,16, ce qui est plus bas que prévu, mais environ 3 fois supérieur à la valeur normale. Au cours de ce calcul, certaines valeurs positives ou négatives se sont annulées. Pour connaître l'imprécision de toute valeur consignée, il faut effectuer un calcul qui inclut le CV_A correspondant à cette valeur et le $CV_{(S+P)}$ de 0,16.

Pour une valeur de 0,2 ppm, par exemple, le CV_A, selon la courbe CV_A de la figure 13, est de 0,12.

Par conséquent, $CV_T = ((0,12)^2 + (0,16)^2)^{\frac{1}{2}}$

$= (0,0144 + 0,0256)^{\frac{1}{2}}$,

$CV_T = 0,2$

La valeur réelle de l'échantillon, à un degré de fiabilité de 90%, est de:

TV = valeur consignée $\pm 1,65^*$ x CV_T x valeur consignée

TV = 0,2 ppm $\pm$ 1,65 x 0,2 x 0,2
= 0,2 ppm $\pm$ 0,066

Le tableau 33 résume diverses valeurs.

TABLEAU 33: Imprécision générale des résultats

Concentrations	CV_T	Imprécision [a]	Imprécision (%) [b]
0,20 ppm	0,20	$\pm$0,066	33
0,15	0,21	$\pm$0,052	34
0,10	0,23	$\pm$0,038	38
0,08	0,26	$\pm$0,034	43
0,06	0,29	$\pm$0,029	48
0,05	0,32	$\pm$0,027	54
0,04	0,38	$\pm$0,025	63
0,03	0,43	$\pm$0,021	70
0,02	0,55	$\pm$0,018	90
0,01	0,77	$\pm$0,013	130

L'imprécision diminue avec la concentration, mais augmente rapidement à une concentration inférieure à 0,1 ppm. Cela reflète une augmentation du CV_A inférieure à 0,1 ppm.

a pourcentage à un degré de fiabilité de 90%.
b si le CV_p était normal (0,05), les pourcentages seraient inférieurs d'environ 20%.

REMARQUE: 1,65 = nombre de déviations standards nécessaires pour atteindre une limite de fiabilité de 90%.

4.3.7 Évaluation des feuilles de données remplies sur place et en laboratoire

"Concord" a été chargé d'évaluer environ 10% des groupes de feuilles de données pour savoir si les données de cet échantillon statistique étaient conformes aux spécifications de contrôle de la qualité. Les points de contrôle principaux étaient:

1. différence relative entre la concentration de formaldéhyde dans les paires de doubles prélevées au conimètre à impact NIOSH moins de 15%;

2. concentration de formaldéhyde dans les blancs prélevés sur place: moins de 0,125 ug/ml;

3. rapport "moyen" entre la concentration de formaldéhyde Draeger dans les cavités murales et la concentration NIOSH dans les pièces: toujours compris entre 1 à 5 et 1 à 60, sans quoi les résultats sont douteux; faire enquête.

Les superviseurs sur place du consortium devaient classifier ces critères de contrôle de la qualité pour montrer qu'ils procédaient régulièrement au contrôle de la qualité. Le résumé de ces données devait être soumis toutes les semaines à Concord et recueilli par sondage téléphonique selon la présentation convenue (voir l'annexe E de l'annexe VI: "résumé hebdomadaire AQ/CQ"). La non-conformité aux critères de contrôle de la qualité ne signifiait pas que les données étaient erronées, mais qu'il fallait rechercher les causes d'erreurs possibles.

Sur 117 groupes de données vérifiées, 49 soit 42% ne rencontraient pas un ou plusieurs des critères de CQ constituant l'en-tête du tableau. Environ 3/4 des variations provenaient du non respect des critères empiriques sur le rapport entre la concentration de formaldéhyde dans les cavités murales et dans les pièces. Ce rapport dépend non seulement des erreurs de l'opérateur, mais également du type de construction et d'autres facteurs.

Au départ, cet exercice visait à vérifier l'uniformité des résultats du CQ remis par le consortium. Comme ce dernier n'a pas fourni de données, l'objectif n'a pas été rempli. Cependant, les échantillons examinés indiquent qu'un bon nombre de ceux qui ne répondaient pas aux critères de CQ auraient dû être identifiés par les superviseurs sur place lors de l'Enquête nationale de vérification, ce qui aurait permis de prendre les mesures correctives. Cet aspect du CQ n'a pu être réalisé, en partie parce qu'on était pressé de terminer l'enquête.

5.0 RÉSUMÉ

5.1 Résumé du sondage téléphonique

L'un des buts de ce sondage était l'estimation du nombre d'habitations isolées à la MIUF, au Canada. Comme on a choisi les résidants par une technique d'échantillonnage par quotas, les résultats doivent être interprétés très prudemment et la limite de fiabilité de 95% doit être considérée comme "au moins" aussi grande que celle du rapport. Les estimations représentent uniquement l'importance générale de la situation au Canada; les données provinciales ne doivent pas être utilisées, sauf pour ce qui est des habitations ontariennes isolées à la MIUF et inscrites au dossier de contrôle, et des habitations ontariennes et québécoises isolées à la MIUF et inscrites au dossier IRDM (Isolant rigide dans les murs). On a estimé que le dossier IRDM contenait 26 465 $\pm$ 952 habitations isolées à la MIUF et que le dossier de contrôle (toutes les habitations du dossier du PITRC, moins celles du dossier IRDM) en contenait 76 100 $\pm$ 20 300.

5.2 Résumé de l'Enquête nationale de vérification

L'analyse des données a été divisée en quatre sections:

1. statistiques sommaires des habitations de chaque province;
2. étude des rapports entre la teneur en formaldéhyde et les autres gaz dans l'habitation;
3. étude du rapport entre la teneur en formaldéhyde et l'identité du fabricant;
4. étude du rapport entre les problèmes de santé et la teneur en formaldéhyde.

5.2.1 Analyse par province

Il semble exister d'importantes différences d'une province à l'autre, quel que soit l'aspect mesuré (voir le tableau 14 de la page 21). Certains points sont très marqués:

a. au Manitoba, en Saskatchewan et en Colombie-Britannique, la faible différence des lectures moyennes NIOSH entre les habitations isolées à la MIUF et les habitations de contrôle. Cela est étrange quand on sait que les lectures moyennes Draeger dépassent la moyenne nationale dans ces 3 provinces;

b. les lectures NIOSH très élevées en Ontario, qu'il s'agisse des habitations isolées à la MIUF ou des habitations de contrôle. Les lectures Draeger des habitations ontariennes sont très proches de la moyenne nationale;

c. les mesures effectuées au Québec, qui sont toutes faibles, qu'il s'agisse des habitations isolées à la MIUF ou des habitations de contrôle.

5.2.2 Études des rapports

- Lectures NIOSH comparées aux autre facteurs

La présente étude a échoué dans la mesure où il a été impossible de trouver des rapports entre les lectures NIOSH et les autres variables explicatives mesurées dans les habitations. Une découverte importante (mais évidente en soi) est que les raccords dépendent de l'emplacement de la MIUF (entre la brique et le revêtement, entre les poteaux d'ossature murale, etc.).

On a découvert que les lectures NIOSH dans une habitation peuvent varier par un facteur de 2 dans une même journée; il n'est donc pas surprenant qu'on ait eu de la difficulté à prédire les valeurs NIOSH à partir d'autres facteurs constants. On croit maintenant que les lectures d'un dosimètre passif fonctionnant toute une semaine seraient plus prévisibles, car elles ne seraient pas soumises à des variations à court terme.

Dans tous les cas, les lectures Draeger ont correspondu aux lectures moyennes NIOSH (voir la Figure 8, page 42).

Cependant, cette corrélation n'était pas assez forte pour permettre des prédictions.

- Lectures Draeger comparées aux autres facteurs

La présente étude a tenté, sans succès, de trouver un rapport entre les lectures moyennes Draeger et les variables structurales et météorologiques mesurées.

Il semble cependant que la lecture moyenne Draeger diminue avec l'âge de la MIUF et augmente avec la teneur en humidité du bois et la teneur en vapeur d'eau (voir les Figures 9, 10 et 11).

La principale conclusion évidente est que les lectures Draeger dépendent principalement de la mousse et de son environnement immédiat, et non des caractéristiques structurales de l'habitation. Il faudrait probablement de plus amples renseignements sur la mousse pour comprendre ce rapport.

- Rapport NIOSH/Draeger comparé aux autres facteurs

Les facteurs mesurés n'on pu expliquer la variation énorme de ce rapport. Une analyse subséquente a montré que la distribution de ce rapport était très peu linéaire (page 40), et ne pouvait être expliquée par un simple rapport non linéaire (disons quadratique) entre les lectures NIOSH et Draeger.

5.2.3 Rapport entre la teneur en formaldéhyde et l'identité du fabricant

On n'a trouvé aucun rapport. Une analyse plus détaillée tenant compte de l'emplacement de la MIUF n'a révélé aucune tendance évidente. Il est possible que les importantes différences d'une province à l'autre aient amenuisé les effets qu'aurait pu avoir le type de mousse.

5.2.4 Problèmes de santé

Si la concentration NIOSH ou le décompte fongique moyen a un rapport avec les problèmes de santé, le pourcentage de résidants souffrant de ces problèmes devrait augmenter en même temps que cette concentration ou ce décompte. L'évaluation de ce rapport dose-réaction entre la cncentration NIOSH, le décompte fongique et les problèmes de santé a été effectué sur les quatre groupes suivants:

1. Les fumeurs.
2. Les non-fumeurs.
3. Les résidants travaillant à la maison.
4. Les résidants travaillant à l'extérieur.

Cette division a été effectuée parce qu'on croyait que la réaction pouvait être très différente selon que la personne fumait ou non ou qu'elle travaillait à la maison ou en-dehors.

Le rapport prévu entre la concentration NIOSH et les problèmes de santé n'a été vérifié sur aucun des quatre groupes. Les fumeurs et les personnes travaillant à la maison étaient en général plus affectés, mais cette tendance a été la même pour toutes les catégories NIOSH. De même, on n'a trouvé aucun rapport entre le décompte fongique et les problèmes de santé, l'exception étant les personnes travaillant à la maison, qui souffraient plus d'insomnie et de fatigue. Les problèmes de ce groupe semblent provenir d'un décompte fongique élevé.

On a ensuite repris l'analyse en excluant les provinces maritimes, car on croyait que les lectures NIOSH étaient plus sujettes aux erreurs de mesure dans cette région (voir les résultats AQ/CQ). Il n'y a pas eu de différences marquées entre les résultats des deux analyses.

Il est important de noter que ces analyses n'ont porté que sur les habitations isolées à la MIUF. L'évaluation serait plus complète si elle portait également sur les habitations de contrôle. Cependant, si l'on s'entend pour dire que les conclusions ne s'appliquent qu'aux habitations isolées à la MIUF, il semble n'exister aucun rapport dose-réaction entre la concentration NIOSH et les problèmes de santé déclarés.

Recherches supplémentaires recommandées:

1. Connaître l'état de santé des résidants des habitations de contrôle pour voir s'il y a un effet de seuil quand on passe d'une habitation non isolée à une habitation isolée à la MIUF.

2. Étudier les effets et les rapports que peuvent avoir l'âge, le sexe, la cigarette, etc. sur un rapport possible NIOSH-problèmes de santé. Il se peut que des facteurs confondants fassent disparaître un tel rapport.

3. Pour analyser les problèmes de santé, employer un dosimètre passif au lieu d'effectuer des mesures actives NIOSH. Les valeurs du dosimètre pourraient être plus stables et mieux révéler l'exposition au formaldéhyde.

4. Examiner le groupe ayant déjà eu des problèmes de santé pour voir s'il existe un rapport entre ces problèmes et le formaldéhyde. Il pourrait s'agir de personnes sensibles qui réagissent aux agents irritants du milieu ambiant.

5.3 Résumé de l'AQ/CQ

Les conclusions suivantes proviennent des données figurant au rapport final:

1. La variation générale de la méthode combinée d'échantillonnage/analytique a été plus grande que prévue (voir le tableau 33, page 65), comme l'indiquent les spécifications AQ/CQ. La limite de fiabilité caractéristique de la méthode générale pourrait être définie comme suit:

   variation générale (incertitude) de ±50%, soit 0,06 ppm.
   variation générale (incertitude) de ±100%, soit 0,02 ppm.

   La valeur 0,06 ppm pourrait raisonnablement définir la limite de fiabilité. L'incertitude d'une concentration inférieure serait supérieure à 50%.

2. En général, les laboratoires d'analyse ont donné un très bon rendement.

3. En général, l'efficacité de la méthode d'échantillonnage a été pire que prévue. Par exemple, le coefficient de variation de cette composante a été environ trois fois supérieur aux 6% généralement prévus (NIOSH).

4. L'étude visait, entre autres, à produire des données valides à 90%.

   L'objectif semble presque atteint, si l'on en juge par le rendement général des laboratoires et par le fait que plus de 60% des doubles pris sur place répondaient aux critères.

   Les travaux effectués sur place par "Concord" permettent de passer un jugement qualitatif. Il semble que 16 des 20 habitations où s'est effectué l'échantillonnage en parallèle ont produit des résultats d'une qualité raisonnable. En général, il n'y a eu aucun problème sérieux dans les régions suivantes:

   - Ouest du Canada (Levelton, et al);
   - Ontario (Scanada et MacLaren);
   - Terre-Neuve (Geortec);
   - Quelques problèmes ont été notés au Québec et en Ontario (Technitrol).

   Il y a eu de sérieux problèmes en Nouvelle-Écosse et au Nouveau-Brunswick ("Atlantic Analytical et MacLaren"); il a fallu revérifier des habitations au Nouveau-Brunswick.

   Les équipes qui effectuaient des tests sur place pour "Proctor and Redfern" et pour "Warnock Hersey" n'ont pas fait d'échantillonnage parallèle.

5. L'examen d'environ la moitié des groupes de feuilles de données exigées aux fins de l'AQ/CQ (10% du total, soit environ 240) a indiqué qu'environ 42% de celles-ci n'étaient pas conformes à un ou à plusieurs critères de CQ, surtout à propos du rapport entre la concentration de formaldéhyde dans les cavités murales et celle dans l'air ambiant. Le fondement et la signification de ces critères devraient être révisés en fonction des nombreuses données obtenues.

Ces conclusions nous permettent de faire certaines recommandations:

i) Tout programme futur du même type devrait donner des spécifications plus explicites sur le matériel d'essai, y compris l'étalonnage des pompes (étalons primaires, etc.).

ii) Il faudrait employer une méthode combinée d'échantillonnage et d'évaluation plus précise de façon à raccourcir la période d'échantillonnage.

iii) La qualité des résultats aurait été meilleure si les préparatifs du projet avaient été plus longs, ce qui aurait donné plus de temps pour la formation et le développement du CQ des laboratoires.

LISTE DES ANNEXES (non comprises dans le rapport)

I. Spécifications techniques de l'Enquête du gouvernement fédéral de vérification de 2 300 habitations, 1981.

II. Protocole de revérification des habitations au Nouveau-Brunswick.

III. Rapport au comité de révision sur l'Enquête nationale de vérification, par le Centre d'information et de coordination sur la mousse isolante d'urée-formaldéhyde.

IV. Supplément n° 1 au rapport au comité de révision sur l'Enquête nationale de vérification, par le Centre d'information et de coordination sur la mousse isolante d'urée-formaldéhyde.

V. Analyse des données de l'Enquête nationale de vérification: Rapport de "MacKay and Young Consulting" préparé pour le Centre d'information et de coordination sur la MIUF, le 8 avril 1982.

VI. Rapport final AQ/CQ de l'Enquête nationale de vérification sur la MIUF, par "Concord Scientific Corporation", février 1982.

VII. "Urea Fromaldehyde Foam Insulation: Problem Identifications and remedial measures for wood-frame construction". R.P. Bowen, C.J. Shirtliffe et G.A. Chown. Note d'information sur la construction n°23, Conseil national de recherches du Canada, Division des recherches en bâtiment, 1981.